

**ÜBER EINIGE ASPEKTE VON BEIPACKZETTELN
IN IHRER BEDEUTUNG FÜR DIE
PATIENTEN-COMPLIANCE**

Inaugural-Dissertation
zur Erlangung des Grades
eines Doktors der Medizin
in der
Abteilung für Naturwissenschaftliche Medizin
der
Ruhr-Universität Bochum

vorgelegt von
Harald Seelbach

1983



Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41546428_0007

ÜBER EINIGE ASPEKTE VON BEIPACKZETTELN IN IHRER
BEDEUTUNG FÜR DIE PATIENTEN-COMPLIANCE

Inaugural - Dissertation
zur Erlangung des Grades
eines Doktors der Medizin
in der
Abteilung für Naturwissenschaftliche Medizin
der
Ruhr - Universität Bochum

vorgelegt von
Harald Seelbach

Gedruckt mit Genehmigung der
Abteilung für Naturwissenschaftliche Medizin
der Ruhr - Universität Bochum

Referent : Frau Prof. Dr. Krüskemper
Koreferent : Herr Prof. Dr. Werner

Tag der mündlichen Prüfung: 19. September 1983

Mein besonderer Dank gilt allen,
die geholfen haben.

"Der in diesem Arzneimittel enthaltene Wirkstoff wird sich mit Sicherheit in naher oder ferner Zukunft im Tierversuch als hochtoxisch erweisen, sofern dies nicht bereits festgestellt sein sollte.

Es ist mit epidemiologischen Studien zu rechnen, denen zufolge Personen, die dieses Arzneimittel einnehmen, häufiger krank sind als andere. Diese zu erwartende Erkenntnis könnte dahingehend interpretiert werden, daß die Einnahme dieses Medikaments die Krankheit hervorruft, gegen die es wirken soll.

Da die Bedeutung der oben erwähnten, sich abzeichnenden Erkenntnisse umstritten ist, sollte dieses Medikament nur eingenommen werden, wenn es unbedingt erforderlich ist. Die Einnahme erfolgt auf eigene Gefahr."

British Medical Journal
(26. 7.80, S. 286)

INHALTSVERZEICHNIS

ZUR FRAGESTELLUNG DER VORLIEGENDEN UNTERSUCHUNG

SEITE 1

PATIENTEN-COMPLIANCE ALS GEGENSTAND WISSENSCHAFTLICHER FORSCHUNG

SEITE 7

Operationalisierungen der Patienten-Compliance

SEITE 10

Befragungs- und Schätzmethoden

SEITE 10

Verbrauchsmessungen

SEITE 11

Exkretionstests

SEITE 11

Direkte Beobachtung

SEITE 12

Termineinhaltung als Compliance - Kriterium

SEITE 12

Compliance - Determinanten

SEITE 12

Patienten - Variablen

SEITE 13

Soziodemographische Faktoren

SEITE 14

Familiäres Umfeld

SEITE 15

Persönlichkeitsfaktoren

SEITE 16

Einstellungen

SEITE 16

Krankheitscharakteristika

SEITE 21

Arzt - Patient - Beziehung

SEITE 23

Therapeutische Verordnungen

SEITE 27

Medikamente und Medikation	SEITE 27
Anordnungen im weiteren therapeutischen Bereich	SEITE 28
DER BEIPACKZETTEL ALS MODERATORVARIABLE DER PATIENTEN-COMPLIANCE	SEITE 31
Aspekte von Beipackzetteln	SEITE 32
Informationsmenge und Angst	SEITE 34
Verständlichkeit	SEITE 37
ZUR FORMULIERUNG DER INHALTLICHEN HYPOTHESEN	SEITE 39
ZUR WAHL DES MESSTHEORETISCHEN ANSATZES	SEITE 42
Informationstheoretische Konzepte der Informationsmenge	SEITE 42
Theorien der Verständlichkeit	SEITE 46
METHODISCHE GRUNDLAGEN	SEITE 48
Zum "Gesetz des komparativen Urteils"	SEITE 48
Herleitung des "Gesetzes des komparativen Urteils"	SEITE 49
Zur Aufarbeitung der Paarvergleichsdaten	SEITE 56
Zur zufallskritischen Prüfung der Datenkonsistenz	SEITE 58
Der GULLIKSEN & TUKEY - Test	SEITE 59

Zur Überprüfung der Urteilkonsistenz	SEITE 63
KENDALL's Konsistenzkoeffizient "Zeta"	SEITE 65
Zur Übereinstimmung verschiedener Dominanzmatrizen	SEITE 66
Der Q-Test von COCHRAN	SEITE 67
Zur Unterscheidbarkeit der Reizobjekte	SEITE 69
Zum "Gesetz des kategorialen Urteils"	SEITE 70
Herleitung des "Gesetzes des kategorialen Urteils"	SEITE 71
Zur Aufarbeitung der Ratings	SEITE 74
Zur Anpassungsgüte beim Modell des kategorialen Urteils	SEITE 76
Der χ^2 - Test von BOCK & JONES	SEITE 77
Zur internen Konsistenz der Daten beim Modell des kategorialen Urteils	SEITE 78
Die Varianzanalyse nach WINER	SEITE 80
EMPIRISCHE UNTERSUCHUNGEN	
Studie I	SEITE 83
Studie II	SEITE 84
ERGEBNISSE DER STATISTISCHEN ANALYSEN	
Studie I	SEITE 86

Studie II

SEITE 100

ZUR INHALTLICHEN INTERPRETATION DER STATISTISCHEN ANALYSEN

SEITE 108

ZUR DISKUSSION DER ERGEBNISSE IM HINBLICK AUF DIE PATIENTEN -
COMPLIANCE

SEITE 114

LITERATURVERZEICHNIS

SEITE 122

ANHANG

SEITE 132

ZUR FRAGESTELLUNG DER VORLIEGENDEN UNTERSUCHUNG

"Das am 1. Januar 1978 in Kraft getretene Arzneimittelgesetz (AMG) hat das Ziel, im Interesse einer ordnungsgemäßen Arzneimittelversorgung für mehr Sicherheit im Verkehr mit Arzneimitteln zu sorgen, d.h. durch vorsorgliche Maßnahmen den Verbraucher beim Umgang mit Arzneimitteln zu schützen. Das neu eingeführte Zulassungsverfahren, in dem die Arzneimittel auf Wirksamkeit, Unbedenklichkeit und Qualität geprüft werden, soll gewährleisten, daß nur einwandfrei entwickelte Arzneimittel in den Verkehr gelangen. Folglich dürfen bedenkliche Arzneimittel - bei denen der begründete Verdacht besteht, daß sie unerwünschte Wirkungen haben, die nicht in einem angemessenen Verhältnis zu dem angestrebten Heilerfolg stehen - unwirksame Arzneimittel - bei denen die angegebenen Anwendungsgebiete nicht zutreffen - oder qualitativ minderwertige Arzneimittel - nicht in den Verkehr gebracht werden.

Die sachgerechte Anwendung soll durch eine obligatorische Gebrauchsinformation sichergestellt werden. Eine ständige Überwachung aller im Verkehr befindlichen Arzneimittel soll etwaige Fehler oder Risiken möglichst frühzeitig erkennen lassen: alle am Arzneimittelmarkt Beteiligten sind aufgerufen, die Erfassung von Risiken so effektiv wie eben möglich zu gestalten, damit ihnen rechtzeitig mit angemessenen Gegenmaßnahmen begegnet werden kann." (SCHNIEDERS 1983, p.3)

Die Packungsbeilage hat erstmals im neuen Arzneimittelgesetz (AMG), das am 1. 1.1978 in Kraft getreten ist, ihre gesetzliche Ausgestaltung gefunden, während das AMG von 1961 noch keine Vorschriften über die Packungsbeilage kannte. Da aber der Bundesverband der Pharmazeutischen Industrie bereits 1974 Richtlinien über Packungsbeilagen herausgab, sind sie schon seit Jahren im Gebrauch. Man kann diese Richtlinien als Vorläufer der heutigen Regelung in § 11 des AMG von 1978 ansehen, in dem die wichtigsten Punkte aufgeführt sind, auf die in der Packungsbeilage hingewiesen werden muß. Nach § 11 des AMG von 1978 muß die Packungs-



beilage folgende Informationen enthalten:

1. Name und Anschrift des pharmazeutischen Unternehmens
2. Bezeichnung des Arzneimittels
3. Wirksame Bestandteile
4. Anwendungsgebiete
5. Gegenanzeigen
6. Nebenwirkungen
7. Wechselwirkungen mit anderen Mitteln
8. Dosierungsanleitung mit Einzel- und Tagesgaben und den Hinweis "soweit nicht anders verordnet"
9. Art der Anwendung bei Arzneimitteln, die nur begrenzte Zeit angewendet werden sollen
10. Dauer der Anwendung
11. Hinweis, daß das Arzneimittel nach Ablauf des Verfalldatums nicht mehr angewendet werden soll
12. Hinweis, daß das Arzneimittel unzugänglich für Kinder aufbewahrt werden soll

Ferner sind für den Verbraucher in der Packungsbeilage Warnhinweise, wie z.B. der Hinweis, daß das Medikament die Fahrtüchtigkeit beeinträchtigen kann, und bestimmte Hinweise für die Aufbewahrung, anzugeben.

Diese auf den ersten Blick sehr perfektionistische Regelung muß unter dem Eindruck der Contergan-Affäre gesehen werden. In dem nachfolgenden Prozeß hat die Rechtssprechung gewisse Grundsätze aufgestellt, die in die Konzeption des neuen AMG, das 1976 verkündet wurde, eingingen. Der Arzneimittelhersteller schafft eine Gefahrenquelle, indem er Arzneimittel in den Verkehr bringt, und der alte Rechtsgrundsatz, daß jeder, der eine Gefahrenquelle schafft, auch dafür zu sorgen hat, daß kein Schaden eintritt, gilt natürlich auch für den Arzneimittelhersteller. Diese allgemeine Verkehrssicherungs- und Gefahrenabwendungspflicht, die unsere ganze Rechtsordnung durchzieht, hat für den Bereich der pharmazeutischen Industrie ihren Niederschlag in § 11 des AMG gefunden, der die umfassende Informierung des Patienten fordert.

Nun ist es sicher im Interesse des Patienten, über Indikationen, Nebenwirkungen und Kontraindikationen von Arzneimitteln informiert zu werden, und insofern ist die vom Gesetzgeber geforderte Aufklärung sicher zu begrüßen. Allerdings genügt es nicht, solche Verordnungen nur kritisch zu reflektieren, sondern ebenso ist eine empirische Überprüfung der beabsichtigten Wirkung erforderlich. Denn die Beunruhigung der Ärzteschaft durch den stärker werdenden Informationszwang bei Packungsbeilagen ist verständlich, da bisher nur empirisch unzureichend fundierte Erkenntnisse über diesen Problembereich vorhanden sind.

In diesem Zusammenhang ist die Medizinische Psychologie mit ihrem Instrumentarium zum Teil komplexer mathematischer Skalierverfahren in der Lage, die notwendige empirische Überprüfung der intendierten Wirkung durchzuführen. Aus den genannten Gründen wurden von uns mehrere Untersuchungen durchgeführt, in denen u.a. geklärt werden sollte, ob Beipackzettel für den medizinischen Laien Information enthalten, wenn ja, ob diese Informationen unterschieden werden können und inwieweit die subjektiv empfundenen Informationsmengen mit einem möglicherweise vorhandenen angstinduzierenden Aspekt von Beipackzetteln zusammenhängen.

In einer ersten Untersuchung wurden acht - Beipackzetteln nachempfundene - Beschreibungen von Benzodiazepinpräparaten, die hinsichtlich der Anzahl der genannten Indikationen, Nebenwirkungen und Kontraindikationen variierten, 50 Versuchspersonen vorgelegt mit der Bitte, diese Texte jeweils hinsichtlich der in ihnen enthaltenen, subjektiv empfundenen Informationsmenge und des angstinduzierenden Aspektes auf einer 7-stufigen Rating-Skala und mittels Paarvergleich zu beurteilen. In einer weiteren Untersuchung wurden neun Original - Beipackzettel verschiedenen, später zu spezifizierenden, Stichproben vorgelegt mit der Bitte, diese Texte jeweils hinsichtlich der Informationsmenge, der Verständlichkeit, der Ausführlichkeit, des angstinduzierenden Aspektes und einer eventuellen Einnahmegenauigkeit auf einer 7-stufigen Rating-Skala zu beurteilen.

Die so gewonnenen Daten wurden über das Gesetz des kategorialen Urteils und des komparativen Urteils in bezug auf die interessierenden Aspekte skaliert. Daran schloß sich für die Skalierung nach dem Gesetz des kategorialen Urteils die Prüfung des "goodness of fit" zwischen empirischen Daten und Skaliermodell mit Hilfe des χ^2 -Tests nach BOCK und JONES (1968) und zur Überprüfung der Unterscheidbarkeit der Beipackzetteln eine Konsistenzanalyse nach WINER (1971) an. Für die Skalierung nach dem Gesetz des komparativen Urteils prüften wir die Angemessenheit des Modells mit Hilfe des GULLIKSEN- und TUKEY-Tests, weiterhin überprüften wir die Konsistenz der Beurteiler über den Konsistenzkoeffizienten "Zeta" nach KENDALL (1948) und den Grad der Übereinstimmung der Beurteiler mit dem Q-Test von COCHRAN (1950) (siehe dazu: METHODISCHE GRUNDLAGEN).

Diese Verfahren wurden angewandt, da in diesem Zusammenhang ja nicht ein objektives Informationsmaß interessiert, sondern die subjektiv empfundene Informationsmenge das adäquatere Maß ist, da nur diese Informationsmenge verhaltensrelevant wird, d.h. einen Einfluß auf die Compliance des Patienten haben kann. "Die durch eine Skalierung erfaßte psychologische Informationsmenge ist ein Ausdruck für die von einem Individuum oder einer Gruppe von Individuen als vorhanden angegebene Menge." (FEGER 1972, p.31)

LEHRL (1982) sieht in der patientengerechten Informationsübermittlung eine *conditio sine qua non* der Compliance. "Voraussetzungen für eine angemessene Patienten-Compliance bilden die Informationen, die der Arzt übermittelt. Nach LEY (1980) hängt von diesem Informationsfluß ab, in welchem Grade der Patient die ärztlichen Anweisungen und Vorschläge versteht. Im Verstehen liegt also eine grundlegende Bedingung der Compliance. Es erhöht zusätzlich die Zufriedenheit des Patienten, was wiederum als eigene Komponente zur Verbesserung der Compliance beiträgt. Außerdem steigert das Verstehen die Behaltensleistung, die einerseits eine direkte Voraussetzung für die Realisierung von Compliance-Verhalten ist und andererseits ebenfalls über die Erhöhung der Zu-

friedenheit eine Compliance-Verbesserung bewirkt. Abbildung 1 gibt das Modell nach LEY wieder

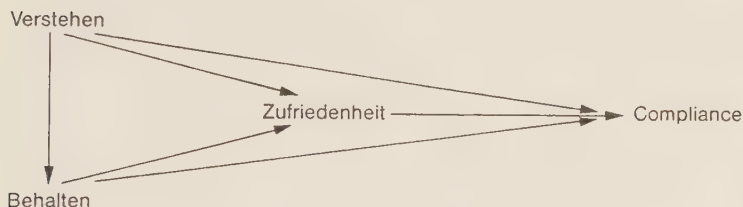


Abb. 1: Beziehungen zwischen Verstehen, Behalten, Zufriedenheit und Compliance (aus: LEY 1980)

Die dem Patienten gerechte, d.h. seiner Fähigkeit zu Verstehen und Behalten angemessene Informationsübermittlung ist, wie schon erwähnt, nur eine Mindestbedingung, jedoch keine Garantie der Compliance." (LEHRL 1982, p.77)

Da jedes in der Bundesrepublik Deutschland vertriebene Fertigarzneimittel nach § 11 AMG eine Gebrauchsinformation enthalten muß, dürfte der Beipackzettel die wohl am weitesten verbreitete medizinische Informationsschrift für Laien sein. Er zielt einen Adressatenkreis an, der die Kenntnis der erhaltenen Informationen für die Durchführung einer zweckentsprechenden und sicheren Therapie benötigt und für den daher die im Beipackzettel enthaltene Information von besonderer Bedeutung ist.

"Nun ist die Packungsbeilage ins Gerede geraten. Denn obwohl der Patient derjenige ist, der sie erhält, während sie der Arzt nur in Verbindung mit Ärztemustern zu Gesicht bekommt und dementsprechend selten zu Rate zieht, sind die derzeit üblichen Beipackzettel meist auf den Sprachgebrauch der Ärzte ausgerichtet und für den Patienten dadurch unverständlich. Das Unbehagen über die derzeitige Gestaltung von Beipackzetteln artikuliert sich jedoch hauptsächlich aus Ärztekreisen, die wohl aufgrund ihrer beruflichen Organisa-

tion und gesellschaftlichen Stellung besseren Zugang zu den Publikationsmedien haben. Dementsprechend besteht ein gewisser "Argumentationsbias" zugunsten ärztlicher Probleme bezüglich der Medikamenteninformation. Das Hauptthema ist dabei die Diskussion über die Nichteinnahme von Medikamenten infolge der durch Beipackzettelinformationen hervorgerufenen Angst vor Nebenwirkungen." (TONSCHEIDT 1981, p.68)

Obwohl dieser von GILLMANN (1977), DISTLER (1977) und AUMILLER (1978) genannte Zusammenhang empirisch nicht belegt ist, dient er als Argument dafür, dem Patienten weniger darüber mitzuteilen, ob und wie ihm die Einnahme eines Medikamentes schaden könne, um ihn zur Befolgung der Therapie zu bringen.

Wenn, wie LEHRL (1982) schreibt, der Information in Bezug auf die Patienten-Compliance eine so zentrale Bedeutung zukommt, wovon wir hier ausgehen, dann ist es zunächst notwendig zu klären, ob medizinische Laien ein einheitliches Konzept von Information haben und ob sie mit Hilfe dieses Konzepts konsistent urteilen und handeln können. Dieses interindividuell einheitliche Konzept von Informationsmenge und eventuell anderen intervenierenden Variablen der Patienten-Compliance soll dann als gegeben angesehen werden, wenn es über eine Stichprobe von Versuchspersonen eindimensional skalierbar ist und die Versuchspersonen es konsistent handhaben. Sind diese Voraussetzungen gegeben, dann ist es unter Hinzuziehung weiterer Variablen, wie des angstinduzierenden Aspekts von Beipackzetteln, bestimmter Persönlichkeitsmerkmale, soziographischer Variablen usw., möglich, das bisher nicht sehr stringente und etwas lose nomologische Netzwerk in diesem Forschungsbereich fester zu knüpfen.

In den letzten Jahren sind eine Vielzahl von Untersuchungen erschienen, die sich mit dem Problem der Patienten-Compliance auseinandersetzen. Mittlerweile ist der Begriff zu einem Schlagwort innerhalb der Medizin, insbesondere der Medizinsoziologie geworden.

Nach VIEFHUES (1978) sind zu dem Stichwort "Patienten-Compliance" in den "Current Contents" des Jahres 1975 nur 15 Arbeiten erschienen, wovon noch 4 aus dem juristischen Bereich stammten. Seit 1976 druckte das "Med-Lars-System" 836 Titel aus, bei denen der Deskriptor "Patienten-Compliance" vergeben wurde. "Die Explosion der Veröffentlichungen zu diesem Thema in den letzten zwei Jahren weist - neben einem gewissen 'modischen' Trend in wissenschaftlichen Publikationen - darauf hin, daß sich eine aktuelle Problematik hinter diesem schlagwortartigen Begriff verbirgt: Die unreflektiert-naive Vorstellung der Ärzte und der Pharma-Industrie, daß Patienten den ärztlichen Verordnungen einfach Folge leisten, ist fraglich geworden." (VIEFHUES 1978, p.14)

Befaßt man sich mit der begrifflichen Bedeutung des angelsächsischen Terminus "Compliance", der sich mit "Einwilligung, Willfähigkeit, Erfüllung" übersetzen läßt, so eröffnet sich ein Spektrum unterschiedlicher Auffassungen. NAUMANN (1977), der in seiner Dissertation auf das Problem der begrifflichen und methodischen Heterogenität in den vorliegenden empirischen Studien hinweist, konfrontiert in seinem Versuch einer Definition der Patienten-Compliance zwei Sichtweisen miteinander, die sich in Begrifflichkeit und operationalem Design unterscheiden. Für DAVIS (1963) und CHARNEY (1972), die Compliance als intervenierende Variable betrachten, wird die Befolgung medizinischer Anweisungen als Resultat des Prozesses "Compliance" angesehen. "Der Begriff selbst weist als theoretisches Konstrukt auf die sozialpsychologischen Phänomene hin, die zwischen der Erteilung eines Rates und dessen Befolgung als sinnvoll angenommen werden müssen." (NAUMANN 1977, p.7) Compliance als intervenierende Variable

läßt sich nur indirekt nachweisen und zwar durch selektive Wahl von Indikatoren und deren Operationalisierung. Im Unterschied dazu stehen die Auffassungen der meisten anderen Untersucher, die Compliance als "outcome variable" betrachten und sie mit der Ausführung von medizinischen Verordnungen gleichsetzen. Compliance als "outcome variable" ist direkt empirisch nachzuweisen und erfordert daher nur eine einstufige Operationalisierung. Die Betrachtungsweise, die Compliance mit der Befolgung ärztlicher Anordnungen gleichsetzt, liegt dem überwiegenden Teil der Untersuchungen zugrunde. Auch in dieser Arbeit soll Compliance als "outcome variable" angesehen werden, die durch eine im Augenblick noch nicht näher zu spezifizierende Anzahl intervenierender Variablen determiniert wird.

Die empirischen Ergebnisse im angloamerikanischen Raum zum Ausmaß der Non-Compliance schwanken zwischen 8% und 93%. (HAYNES et al., 1979) Die Spannweite der Non-Compliance mag zunächst verwundern; berücksichtigt man jedoch die unterschiedlichen Populationen, Meßmethoden, Therapieformen und die verschiedenen operationalen Definitionen nach denen Compliance sich in Medikamentenkonsum, Aufgabe von Genußgiften, Inanspruchnahme medizinischer Einrichtungen etc. äußern kann, so ist die Varianz der Non-Compliance erklärlich. Die Vergleichbarkeit der Untersuchungsergebnisse wird allerdings durch die unterschiedlichen Vorgehensweisen eingeschränkt.

Die Problematik der Non-Compliance verdient aus verschiedenen Gründen weiteres wissenschaftliches Interesse. Die Befolgung ärztlicher Anweisungen kann im Einzelfall lebenswichtig sein, Non-Compliance kann für den Patienten eine massive gesundheitliche Gefährdung bedeuten. Die Erforschung von therapeutisch wirksamen und verträglichen Arzneimitteln ist von einem regelmäßigen Einnahmeverhalten des Patienten abhängig. "Die Häufigkeit von Nebenwirkungen wird so berechnet, als ob alle Patienten zu 100% die Einnahmenvorschriften befolgt hätten." (SCHREY 1977, p.2179) Bei der Diskussion um die Kostenexplosion im Gesundheitswesen ge-

winnt der von FRIESEWINKEL (1977) mit ca 3 Milliarden DM veranschlagte Kostenfaktor, der durch die Nichteinnahme von Arzneimitteln entsteht, zunehmend an Bedeutung. "In enger Verknüpfung mit den Kostengründen steht die Umstrukturierung der medizinischen Versorgung. Die Rückverlagerung eines wesentlichen Teiles der Therapie in den ambulanten Bereich setzt einen Patienten voraus, der gewillt und in der Lage ist, die verordnete Therapie selbstständig ausführen zu können." (NAUMANN 1977, p.1)

Die Patienten-Compliance ist in ihrer Entstehung zahlreichen Einflußfaktoren unterworfen und läßt sich schwerlich durch eindimensionale Erklärungsmodelle begreifen. Die bislang beste Orientierung über psychologische Prädiktoren für Compliance-Verhalten gibt sicher das, inzwischen noch um einige wesentliche Einflußfaktoren erweiterte, sogenannte "Health-Belief-Model" von BECKER & MAIMAN (1979), das Abbildung 2 zeigt.

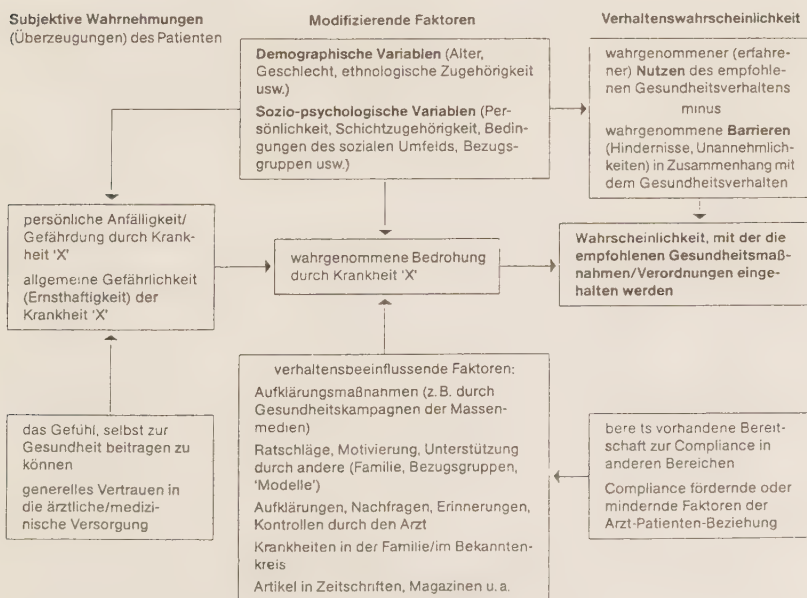


Abb. 2: Das "Health-Belief-Model" in Anlehnung an BECKER & MAIMAN (1979)

Operationalisierungen der Patienten-Compliance

Um die Patienten-Compliance zu erfassen, wurden bisher eine Vielzahl von Meßmethoden angewandt, deren Auswahl vom experimentellen Design und den technischen Untersuchungs-voraussetzungen abhängig war. Die Meßmethoden, die wir in einem kurzen Überblick vorstellen wollen, unterscheiden sich hinsichtlich ihres Grades an Objektivität, Reliabilität, Validität und der Praktikabilität ihrer Durchführung.

Befragungs- und Schätzmethoden

Die Methode des Schätzens ist definiert als die subjektive Zuordnung von Werten zu bestimmten Merkmalen. Eine reliable und valide Messung auf Nominalskalenniveau ist mindeste Voraussetzung. Versuche von Therapeuten, die Compliance ihrer Patienten einzuschätzen, erwiesen sich als unzuverlässig. Fehleranalysen ergaben eine Tendenz zur Überschätzung der Patienten-Compliance, was inhaltlich vielleicht als "leniency error" interpretiert werden kann. Informationen für die Einschätzungen wurden aus Krankenblättern, Befragungen und eigenen Beobachtungen gewonnen. Die Kriterien, die den Einschätzungen zugrunde liegen, werden in den meisten Publikationen nicht expliziert.

Die nach MARSTON (1970) einfachste Methode zur Bestimmung der Compliance ist die Patientenbefragung, bei der sich aber, wie Methodenvergleiche zeigten, Probleme hinsichtlich der Reliabilität ergeben. GORDIS et al. (1969) verglichen Patientenaussagen mit Ergebnissen von Urintests. Die Non-Compliance - Rate, die bei der Befragung 9% bis 15% betrug, erhöhte sich bei den Urintests auf 22% bis 35%. In einer Untersuchung von FEINSTEIN et al. (1959) ergab eine Verbrauchsmessung eine Non-Compliance - Rate von 67% während die Befragung der Patienten nur eine Rate von 33% ergab. Eine Studie von PARK et al. (1964) zeigte ähnliche Ergebnisse.

Sowohl die Einschätzungen der Therapeuten als auch die Aussagen der Patienten scheinen keine reliable und damit

valide Messung der Patienten-Compliance zu erlauben.

Verbrauchsmessungen

Bei der Verbrauchsmessung wird die Medikamenteneinnahme anhand des Inhalts der Medikamentenbehälter überprüft. Das Problem dieser Methoden besteht darin, daß die entnommene Medikamentenmenge nicht notwendigerweise auch vom Patienten verbraucht worden sein muß. Dieses Verfahren, das den Vorteil einfacher Handhabung hat, weist den Nachteil auf, auch für den Patienten durchschaubar zu sein und damit Manipulationen zu erleichtern. Die Berechnungsarten der Non-Compliance aufgrund der Behälterkontrolle werden ausführlich bei NAUMANN (1977) beschrieben.

Exkretionstests

Bei den Exkretionstests wird untersucht, ob sich Spuren des Medikamentes oder einer Markierungssubstanz im Stuhl oder Urin feststellen lassen. Bei bekannter Kinetik lassen sich so Rückschlüsse auf die Patienten-Compliance ziehen. Reliabilität und Validität der Meßmethoden sind in der Regel ausgesprochen gut. "Als wesentliche Störfaktoren, die sich sowohl individuell als auch statistisch signifikant für eine Untergruppe bemerkbar machen, konnten bisher nachgewiesen bzw. vermutet werden: Alter des Patienten. Mit steigendem Alter nimmt die Halbwertszeit von Riboflavin zu (NARAIN 1970); Auswirkungen von hohen Außentemperaturen und Flüssigkeitszufuhr auf die Ausscheidung (FOX 1962, JONES 1967); Einfluß von Nierenstörungen auf die Ausscheidung. Kumulation bei Digoxin (WEINTRAUB et al. 1973); individuelle Exkretion (FORREST et al. 1957) und individuelle Inaktivierung; Arzneimittelwechselwirkungen, Leberschäden und andere Bedingungen für Abweichungen (KUEMMERLE et al. 1973)." (NAUMANN 1977, p.67)

MARSTON (1970) weist darauf hin, daß trotz der Präzision und hohen Objektivität der Meßmethoden die Ergebnisse der

einzelnen Untersuchungen, die sich dieser Meßmethoden bedienen haben, schlecht vergleichbar sind, da ihnen unterschiedliche operationale Definitionen zugrunde liegen.

Direkte Beobachtung

MARSTON (1970) berichtet von einer Forschungsgruppe der Universität von North Carolina, die die Selbstadministration von Diabetikern in den Wohnungen der Patienten direkt beobachtete. Beurteilungskriterien für die Compliance waren u.a. das inadäquate Reinigen der Spritzen, unkorrektes Mischen von Insulinarten und Dosierungsabweichungen.

Trotz der beeinflussenden Anwesenheit der Beobachter, die ein relativ hohes Maß an Compliance erwarten ließ, berichtet MARSTON (1970) erstaunlicherweise von hohen Non-Compliance Raten.

Termineinhaltung als Compliance - Kriterium

NAUMANN (1977) erwähnt verschiedene Autoren, die im Rahmen der Compliance - Forschung die Einhaltung von "Follow-up" - Terminen als Bestimmungsmethode der Compliance verwenden. Dieser Ansatz hat den Vorteil des "unobtrusive measurement" gegenüber den reaktiven Meßverfahren (siehe dazu: WEBB et al. 1966). Inwieweit regelmäßige Arztbesuche mit dem Einnahmeverhalten der Patienten in Zusammenhang stehen, kann zur Zeit noch nicht mit Sicherheit entschieden werden. Soviel scheint aufgrund erster empirischer Untersuchungen sicher zu sein. "Die positive Korrelation zwischen 'keeping-appointment' und 'drug-defaulting' ist bei großer Unregelmäßigkeit der Arztbesuche sicherer als bei regelmäßigen." (NAUMANN 1977, p.56)

Compliance - Determinanten

Das Problem der Patienten-Compliance scheint in seiner Verursachung vielschichtig zu sein. Einige der bisher unter-

suchten Compliance - Determinanten, die im Folgenden dargestellt werden sollen, lassen sich in folgende Bereiche gliedern.

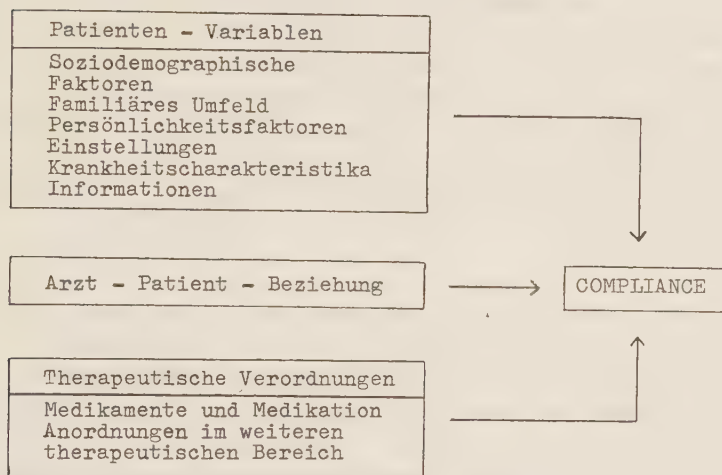


Abb. 3: Compliance - Determinanten

Patienten - Variablen

Zahlreiche Untersuchungen im Rahmen der Compliance - Forschung beschäftigen sich mit der Identifikation von Patientenmerkmalen, die es ermöglichen, die Gruppe derjenigen, die compliant sind, von der der nicht-complianten zu unterscheiden. Das Erkenntnisinteresse richtet sich dabei auf Merkmalkonstellationen und einzelne Charakteristika, die einen Patienten dazu disponieren, die Anweisungen seines Arztes nicht oder nur ungenau zu befolgen. Einige Ergebnisse empirischer Studien, die Patienten - Variablen, wie z.B. Einstellungen, Persönlichkeitsfaktoren etc., im Hinblick auf die Patienten-Compliance untersuchen, sollen im Folgenden diskutiert werden.

Soziodemographische Faktoren

HAYNES & SACKETT (1974) zählen zu den Autoren, die sich mit eventuellen Zusammenhängen zwischen Patienten-Compliance und soziodemographischen Faktoren befaßt haben. Sie erstellten eine kommentierte Bibliographie, die insgesamt 185 Publikationen umfaßt. Bei 138 Untersuchungen konnten keine Zusammenhänge zwischen soziodemographischen Variablen wie Geschlecht, Alter, Ausbildung, Einkommen, Religion, Beruf, Rasse etc. und Patienten-Compliance festgestellt werden. Lediglich bei 43 der 185 Publikationen ließ sich ein solcher Zusammenhang nachweisen.

In einer Übersichtsarbeit von MARSTON (1970) ergaben sich in 2 von 15 aufgeführten Arbeiten positive Korrelationen zwischen dem Alter der Probanden und der Patienten-Compliance. Bei der Variable "Geschlecht" ließen sich in 4 Studien Beziehungen zum Patientenverhalten aufzeigen. Von 24 bei MARSTON (1970) zitierten Publikationen, die sich mit dem sozialen Status der Patienten beschäftigten, stützten nur 8 Arbeiten die Hypothese, daß Patienten mit niedrigem sozialen Status weniger compliant sind.

CHARNEY (1972) berichtet von einigen Untersuchungen, in denen ebenfalls keine Beziehungen systematischer Art zwischen soziodemographischen Variablen und Patienten-Compliance festgestellt werden konnten. Der Trend dieser Ergebnisse wird sowohl von DREWS (1977) in seiner Analyse empirischer Arbeiten zur Patienten-Compliance, als auch in einer Studie von GUNDERT-REMY et al. (1978) bestätigt.

Eine weitere soziodemographische Variable, deren Zusammenhang mit der Patienten-Compliance untersucht wurde, bezieht sich auf den Familienstand des Patienten. PORTER (1969) und SCHWARTZ (1962) fanden, daß Alleinlebende häufiger in der Gruppe der nichtcomplianten zu finden waren als Verheiratete. GUNDERT-REMY et al. (1978) kamen zu einem gegensätzlichen Ergebnis. In ihrer Studie befanden sich in der Gruppe der Alleinlebenden fast 10% mehr complianten Patienten als bei den verheirateten Probanden.

HAYNES & SACKETT (1974) resümieren in ihrer Literaturübersicht, daß die Variable "Familienstand" keine Vorhersage der Patienten-Compliance ermögliche. Auch MARSTON (1970) bestätigt diesen Befund, nur in einer von acht verglichenen Studien fand sich ein positiver Zusammenhang zwischen Familienstand und Compliance.

Zusammenfassend läßt sich feststellen, daß die Mehrzahl der uns vorliegenden Untersuchungsergebnisse keinen systematischen Zusammenhang zwischen soziodemographischen Variablen und Patienten-Compliance erkennen lassen.

Familiäres Umfeld

Die grundlegende Vermutung fast aller Autoren, die sich mit dem familiären Kontext des Patienten befassen, ist, daß "disorganized families" oder "broken families" einen negativen Einfluß auf die Compliance ihrer Familienmitglieder haben. (siehe dazu: CHARNEY et al. 1967, BECKER et al. 1972, GORDIS et al. 1969a, ELLING et al. 1960) Die Ergebnisse dieser Studien, die eine Beziehung zwischen dem Ausmaß der Compliance und intrafamiliären Beziehungskonflikten annehmen, sind uneinheitlich. Die Ursache für diese divergierenden Ergebnisse vermutet DREWS (1977) in unterschiedlichen und zum Teil unzureichenden operationalen Definitionen und Meßmethoden.

PARKES et al. (1962) beobachtete bei psychiatrischen Patienten, daß die Kontrolle der Tabletteneinnahme durch Familienangehörige oder Freunde einen erheblichen Effekt hatte. "14 (82%) of the 17 patients whose drug administration was supervised by a relative or friend took their drugs as ordered, compared with 26 (46%) of the 56 not supervised." (PARKES 1962, p.975)

Für den Bereich der Pädiatrie konnten ARNOLD et al. (1970) feststellen, daß mütterliche Berufstätigkeit von über 35 Wochenstunden einen negativen Einfluß auf die Compliance der Kinder hatte.

Persönlichkeitsfaktoren

Untersuchungen, die sich mit der Beziehung zwischen Persönlichkeitsmerkmalen und Compliance beschäftigen, sind erstaunlicherweise im Rahmen der angloamerikanischen Publikationen zur Patienten-Compliance nicht sehr zahlreich vertreten.

DAVIDSON (1976) erstellte eine Literaturübersicht, in der er zu folgendem Ergebnis kommt: "Therapeutic compliance is reported in the medical literature as unrelated to: personality measures: MMPI, Rorschach, TAT, introversion/extraversion, locus of control, willingness to take risks." (DAVIDSON 1976, p.249) SCHMIDT (1977) kommt zu ähnlichen Ergebnissen. Er schreibt, daß einzelne Persönlichkeitsmerkmale nicht signifikant mit der Patienten-Compliance korrelieren.

DREWS (1977) schreibt zusammenfassend zu diesem Aspekt: "Mit Ausnahme von KAPLAN de-NOUR et al. (1972) - dessen Arbeit wegen der besonderen Population (Dialysepatienten) eine Sonderstellung einnimmt - können die Autoren in den einzelnen Krankheitsbereichen keine Beziehung zwischen Persönlichkeitsmerkmalen und Patientenverhalten herstellen. Dadurch wird die Aussage von SCHWARTZ et al. (1962), PORTER (1969) und STIMSON (1974) bestätigt, daß es den 'typischen Defaulter' nicht gibt." (DREWS 1977, p.28)

Einstellungen

BECKER et al. (1972, 1972a, 1978) nähern sich der Compliance-Problematik aus sozialpsychologischer Sicht. In dem von ihnen und anderen Autoren vertretenen "Health-Belief-Model" (siehe dazu: Abb. 2, p.9) wird die Bedeutung von "general health motivations", "attitudes about various aspects of illness" und "perceptions of the threat of illness" für das Krankheitsverhalten des Patienten betont. "Soweit es die Einstellungen betrifft, denen man Einfluß auf die Befolgung ärztlicher Anweisungen zuspricht, haben BECKER et al. (1972) ein empirisch überprüftes Modell vorgelegt." (SCHMÄDEL 1976, p.1462)

Die schematische Darstellung SCHMÄDEL's (1976), der das Modell geringfügig modifiziert hat, gliedert sich in drei Einstellungsbereiche, die die Auftretenswahrscheinlichkeit der Befolgung ärztlicher Anweisungen beeinflussen. Die inhaltliche Differenzierung dieser drei Einstellungsbereiche zeigt die folgende Abbildung.

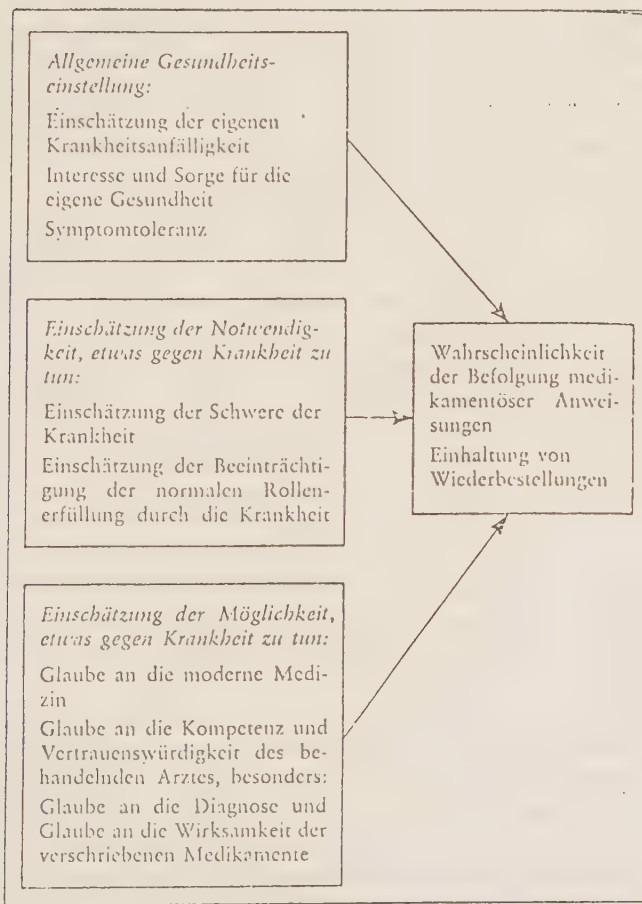


Abb. 4: Einfluß der Einstellungen des Patienten auf die Befolgung ärztlicher Anweisungen (aus: SCHMÄDEL 1976)

Als indirekte Einstellungsfaktoren, die sich auf das Einstellungsgefüge und damit auch auf die Patienten-Compliance auswirken, bezeichnet SCHMÄDEL (1976) Alter, Schicht und Bezugsgruppe des Patienten sowie das Arztverhalten. Ob und inwieweit eine Interaktion zwischen diesen Faktoren und den Einstellungen des Patienten besteht, bedarf noch der empirischen Überprüfung.

Bei allen drei Einstellungsbereichen ergaben sich in den Untersuchungen von BECKER et al. (1972, 1972a, 1978) positive Korrelationen zur Patienten-Compliance. Zusammenfassend läßt sich sagen, daß je besorgter der Patient um die eigene Gesundheit und je dringlicher die Notwendigkeit und besser die Möglichkeit eingeschätzt wird, etwas gegen die Krankheit tun zu können, desto höher die Wahrscheinlichkeit, daß medizinische Anweisungen adäquat erfüllt werden. Diese Ergebnisse von BECKER et al. (1972, 1972a, 1978) konnten in Untersuchungen anderer Autoren weiter konfirmiert werden.

DAVIS & EICHHORN (1963) fanden unter Verwendung einer Guttman-Skala bei Patienten mit positiver Gesundheitseinstellung eine erhöhte Patienten-Compliance. Patienten, die ihre Krankheit als größeres Problem betrachteten, befolgten in einer Untersuchung von NEELY & PATRICK (1968) die Anweisungen des Arztes korrekter als die Gruppe der Patienten, die ihre Krankheit als unproblematisch wahrnahmen.

CHARNEY et al. (1967), GORDIS et al. (1969a) und HEINZELMANN (1962) fanden eine signifikante Beziehung zwischen der subjektiv beurteilten Schwere der Krankheit und der Patienten-Compliance; compliante Patienten stuften ihre Krankheit als schwerwiegender ein.

Eine Untersuchung der Universitätsklinik Heidelberg, die sich mit der Einstellung von Patienten zu Ärzten, Medikamenten und Krankheit beschäftigte, konnte einen signifikanten Zusammenhang zwischen der Einstellung zu Tabletten und dem Einnahmeverhalten herstellen. "Compliant-Patienten zeigen gegenüber Tabletten durchwegs eine positive Einstellung, während sich unter den Non-Compliant-Patienten sowohl solche mit negativer wie auch mit positiver Einstellung zur Tablette

befinden. Bemerkenswert ist, daß fast alle Patienten mit negativer Einstellung zur Tablette unter den Non-Compliant-Patienten zu finden sind. Noch deutlicher zeigt sich dieser Zusammenhang bei Patienten, deren Wissensstand über die ihnen verordneten Tabletten schlecht ist. Da sich dieser Zusammenhang nur bei Patienten mit mangelhaftem Wissen über die verordneten Tabletten ergibt und nicht bei Patienten mit besserem Wissen, deutet dies darauf hin, daß der zwischen Einstellung zur Tablette und Einnahmeverhalten bestehende Zusammenhang zumindest teilweise auf den mangelnden Kenntnisstand der Patienten über die ihnen verordneten Tabletten zurückzuführen ist." (MÖNTMANN 1977, p. 51f.) Tabelle 1 und Tabelle 2 zeigen den von MÖNTMANN (1977) gefundenen Zusammenhang.

Einnahme- verhalten	Einstellung zur Tablette			
	negativ	positiv	ϵ	%
Non-Compliant	8	9	17	54,8
Compliant	1	13	14	45,2
ϵ	9	22	31	100,0

$\chi^2_c = 4.15770$ $c = \text{korrigiert}$ $p < 0.0414$
 $\Phi = 0.43763$ $DF = 1$

Tab. 1: Zusammenhang zwischen Einnahmeverhalten und Einstellung zur Tablette (aus: MÖNTMANN 1977)

Zwischen der Einstellung zum Krankenhaus und der Patienten-Compliance konnte MÖNTMANN (1977) ebenfalls signifikante Zusammenhänge wahrscheinlich machen. So haben nichtcomplianten Patienten überwiegend negative Einstellungen zum Krankenhaus. Ein weiterer überzufälliger Zusammenhang ergab sich in der gleichen Studie zwischen der Einstellung zur Tablette und dem Vertrauen zum behandelnden Arzt.

In einer Studie von RICHARDS (1964) beurteilten nicht-

complianten Patienten auf einer Rating-Skala, auf deren Problematik wir später eingehen, Medikamente signifikant negativer als complianten Patienten.

Einnahme- verhalten	Einstellung zur Tablette		
	negativ	positiv	Σ
Non-Compliant	6	4	10
Compliant	1	9	10
Σ	7	13	20

$F = 0.02864$; $\Phi = 0.52414$

F = Fisher's exakter Test

Tab. 2: Zusammenhang zwischen Einnahmeverhalten und Einstellung zur Tablette bei Patienten mit schlechtem Wissen über die Tablette (aus: MÖNTMANN 1977)

Für den Bereich der Pädiatrie konnten CHARNEY et al. (1967) feststellen, daß lediglich die Beurteilung der Krankheit durch die Mutter eine Auswirkung auf die Compliance der Kinder hatte. Die Compliance stieg an, wenn die Mütter die Krankheit ihrer Kinder als bedeutsam einschätzten.

MATTHEWS (1975) schreibt zum Problem der Krankheitsbewertung: "Recent studies have demonstrated that patients believe that their illness is serious (irrespective of its actual seriousness), that future attacks or complications are likely, and that medical treatment will be effective for them are significantly better compliers than patients with opposite beliefs." (MATTHEWS 1975, p. 291)

MOHLER et al. (1955), die die von Patienten angegebenen Gründe bezüglich der Nichteinnahme ihrer Penicillin-Tabletten untersuchten, konnten feststellen, daß 37% der Befragten ihre Tabletten nicht einnahmen, weil sie sich gesund fühlten.

Um die für eine Verhaltensänderung bedeutsamen Fragen,

die sich auf den Erwerb, die zeitliche Konsistenz und situative Determinanten von Einstellungen beziehen, beantworten zu können, bedarf das "Health-Belief-Model", obwohl zahlreiche bedeutsame Ergebnisse mit Hilfe dieses Modells gefunden wurden, weiterer empirischer Überprüfung.

Krankheitscharakteristika

Bei den Arbeiten, die Krankheitscharakteristika mit der Patienten-Compliance in Beziehung setzen, wird die Art, Schwere und Länge der Erkrankung als unabhängige Variable überprüft. Die Operationalisierung dieser Variablen ist nur für die Länge der Erkrankung in der Regel einheitlich.

WILLIAMS et al. (1967), deren Probanden an Diabetes mellitus litten, stellten fest, daß 30% der Patienten, die seit 1 bis 5 Jahren erkrankt waren, Dosierungsfehler begingen. Wenn die Patienten 21 bis 42 Jahre an Diabetes mellitus litten, erhöhte sich der Prozentsatz auf 80%. MARSTON (1970) konnte diese Ergebnisse bestätigen, in 6 von 7 verglichenen Studien nahmen die Compliance-Raten mit der Länge der Erkrankung ab.

Im Gegensatz zur Länge der Erkrankung ergeben sich bei der Operationalisierung der Schwere der Erkrankung Probleme. Einige Autoren benutzten die Anzahl der erlittenen Operationen als Kriterium für die Schwere der Erkrankung, andere die Länge der Krankenhausaufenthalte oder die medizinische Beurteilung. Das vielleicht interessanteste Kriterium ist die subjektive Krankheitseinschätzung des Patienten, die sich in einer amerikanischen Untersuchung mit chronisch Erkrankten als bedeutsam erwiesen hat. "NEELY et al. (1968) untersuchten alte Menschen über 63 mit mehr als 2 Erkrankungen im chronischen Stadium. Die Tatsache, daß die untersuchten befragten Patienten trotz ihrer sehr ähnlichen Krankheitssituation die Ernsthaftigkeit und Schwere ihrer Erkrankung sehr unterschiedlich einschätzen, weist auf eine relativ große Unabhängigkeit des Wahrnehmungsprozesses von dem Objekt 'Krankheit' hin. In der Gruppe der Patienten, die ihre Krankheit als großes Problem ansehen, war die Zahl der Complier stark

erhöht." (DREWS 1977, p. 39) Dieser Befund, der in anderen Untersuchungen repliziert werden konnte, zeigt die Bedeutung der subjektiv wahrgenommenen Schwere der Erkrankung für die Patienten-Compliance. Nach einer bei DREWS (1977) zitierten Studie von ROTH & BERGER (1960) scheint bei akut und schwer-erkrankten Patienten mit dramatischen Symptomen und Komplikationen die Compliance sehr hoch zu sein.

GUNDERT-REMY, MÖNTMANN & WEBER (1978), deren Stichprobe aus stationären Patienten zusammengestellt war, untersuchten den Zusammenhang zwischen der Art der Erkrankung und der Patienten-Compliance. In einem Vergleich von Patienten mit arterieller Hypertonie und Herzinsuffizienz war die Gruppe der Hypertoniker wesentlich weniger compliant, der Anteil der "unzuverlässigen" Patienten mit arterieller Hypertonie betrug 81,3%. BULPITT & DOLLERY (1975), die diesen Befund bestätigen, halten die Zunahme der Nebenwirkungen bei längerer Hypertonustherapie dafür verantwortlich. Trotz dieser wiederholt publizierten Befunde schreibt MOESCHLIN (1982) noch: "Ein verständiger Patient wird begreifen, daß er im Sinne einer Nutzen-Kosten-Rechnung die etwaigen Nebenwirkungen einer medikamentösen Therapie in Kauf nehmen muß, wenn er den Nutzen einer kardiovaskulären, zerebralen und renalen Protektion dank der konsequenten medikamentösen antihypertensiven Therapie erlangen kann. Bei guter Information und nach erstem Erfolgserleben ist die 'compliance' des Hypertoniepatienten in der Regel eine gute und dauerhafte." (MOESCHLIN 1982, p. 193)

CHRISTENSEN (1978) verweist auf Studien, die zeigten, daß die Patienten-Compliance abnimmt, wenn die Krankheit asymptomatisch ist und keine unmittelbar negative Konsequenzen durch Non-Compliance zu erwarten sind. Aber auch hinsichtlich der Krankheitscharakteristika sind die Befunde nicht einheitlich. So schreibt DREWS (1977): "Obwohl die meisten Autoren die Auffassung vertreten, das Ausmaß der Compliance sei von Krankheit zu Krankheit verschieden, gelingt es nicht, die Art der Krankheit (Diagnose) als Einflußgröße zu isolieren. Die Vielfalt der möglichen intervenierenden Variablen

läßt eine eindeutige Beziehung nicht zu." (DREWS 1977, p. 37)

Auf das Problem der Information und des Wissens des Patienten soll, da es dieser Arbeit zugrunde liegt, später ausführlicher eingegangen werden.

Arzt - Patient - Beziehung

Nach FREIDSON (1961) kann die Arzt-Patient-Beziehung als ein potentieller Konflikt betrachtet werden, da in ihr zwei verschiedene Sichtweisen des Problems "Krankheit" aufeinandertreffen: die Sichtweise des Patienten, der unmittelbar persönlich betroffen ist und die Sichtweise des Arztes, der sich einem medizinischen Fall gegenübersteht.

Welche Faktoren innerhalb dieser potentiell problematischen Laien - Experten - Beziehung für die Befolgung der verordneten Therapiemaßnahmen von Bedeutung sind, versuchen einige Studien zu klären. Dabei ist bemerkenswert, daß Untersuchungen zu diesem Themenbereich innerhalb der Compliance - Forschung quantitativ unterrepräsentiert sind. Eine quantitative Auswertung, der ihm zur Verfügung stehenden Arbeiten, ergab bei DREWS (1977) einen Anteil von nur 10%. Eine mögliche Erklärung für dieses Desinteresse bietet DAVIS (1966). Er ermittelte in einer Umfrage, daß die Mehrzahl der befragten Ärzte sich bei der Angabe von Gründen für die Non-Compliance vor allem auf die Person des Patienten konzentrierten, ohne andere Faktoren, wie z.B. die Arzt - Patient - Beziehung, als Einflußgröße in Betracht zu ziehen.

Für DAVIS (1966) unterliegt die Arzt - Patient - Beziehung sozialen Normen und Erwartungen, die z.B. in der Beschreibung der Krankenrolle von PARSONS (1951) dargestellt sind. Abweichungen von derartigen Rollenverpflichtungen versucht DAVIS (1966) mit der Patienten-Compliance in Beziehung zu setzen. So läßt er u.a. die verbale Interaktion zwischen Patienten und ihren Ärzten aufzeichnen und anhand des BALES'schen Schemas klassifizieren. In einer 1968 publizierten Untersuchung ermittelte er faktorenanalytisch 10 Kommunikationstypen, von denen 5 mit der Patienten-Compliance in

einem signifikanten Zusammenhang standen. Diese Faktoren sind: "Malintegrative behaviour", das ein Verhältnis zwischen Arzt und Patient beschreibt, das durch "negative social emotional interaction" geprägt ist; "Active patient vs permissive doctor", charakterisiert eine Kommunikation, in der der Patient sich orientierungsgebend verhält während das Verhalten des Arztes sich durch passive Akzeptanz auszeichnet; "Nondirective antagonism", bei diesem Kommunikationstyp beschränkt der Arzt seine Aktivität auf die Analyse der Situation und das Äußern seiner Meinung; "Nonreciprocal informativeness", beschreibt eine Beziehung, in der der Arzt Informationen erhält, ohne dem Patienten ein feedback zu geben und "Tension release", das eine entspannte Kommunikation erfaßt, die durch Lachen, Scherzen und geäußerte Zufriedenheit charakterisiert ist. Hohe Ladungen auf den ersten vier Faktoren korrelieren negativ mit der Patienten-Compliance, hohe Ladungen auf dem fünften Faktor positiv.

Bei der Interpretation der Ergebnisse macht DAVIS (1968) auf folgendes aufmerksam: "The nature of each factor is such that a negative correlation between compliance and any factor does not imply that the absence or reverse of that factor is positively correlated with compliance." (DAVIS 1968, p. 284)

Später benutzte DAVIS (1971) die Daten der skalierten Interaktionen, um Verhaltensprofile von Ärzten und Patienten zu erstellen, die mit der Befolgung ärztlicher Anweisungen korrelieren. Dabei ergab sich in Analogie zu der Studie von 1968 auf Seiten des Patienten ein signifikanter Zusammenhang zur Compliance bei positiver, passiver Akzeptanz des Arztes, emotionaler Ausgeglichenheit und Interesse an Informationen. Bei emotionaler Anspannung (tension) des Patienten zeichnet sich eine Tendenz zur Non-Compliance ab. Auf Seiten des Arztes korrelieren u.a. Formalismus, das Erfragen von Informationen ohne feedback und passives Akzeptieren von Patientenaktivitäten mit Non-Compliance, während Orientierungshilfen und Ratschläge mit Compliance assoziiert sind.

SVARSTAD (1974) betrachtet das Arzt - Patient - Verhältnis als einen Prozeß der Motivation und Instruktion und unter-

suchte die Beziehungen zwischen diesen beiden Faktoren und der Medikamenteneinnahme des Patienten. Die Untersuchung umschloß systematisch beobachtete Arzt - Patient - Interaktionen, Interviews bei Hausbesuchen, Pillenzählungen und Analysen medizinischer und pharmakologischer Berichte. Ärzte, die ausführliche schriftliche Informationen an ihre Patienten gaben, erzielten bei den Patienten ein besseres Verständnis bezüglich der Medikation und eine bessere Compliance.

Weitere Strategien zur Förderung der Compliance sind Freundlichkeit, medizinische Autorität, Rechtfertigung der Medikamentenverordnung und Betonung der Einnahmekontinuität. Von den Patienten, die die Instruktionen des Arztes nicht verstanden, fragten nur diejenigen zurück, die den Arzt als freundlich und kooperativ wahrnahmen.

Zwei der von SVARSTAD (1974) ermittelten compliancefördernden Faktoren sind auch in den Untersuchungen anderer Autoren beschrieben. Bei CHARNEY et al. (1967) und bei TRUAX & CARKHUFF (1967) korrelieren freundliche Interaktionen ebenfalls mit der Patienten-Compliance. Die Ausführlichkeit der ärztlichen Erklärungen und Instruktionen ist bei MOHLER et al. (1955) mit Patienten-Compliance assoziiert.

CHRISTENSEN (1978) verweist auf die Möglichkeit, das Arzt - Patient - Verhältnis als eine reziproke Beziehung zu interpretieren. Bei dieser Betrachtungsweise folgt auf inadäquates Verhalten des Arztes, wenn z.B. unterlassen wird, die Bedeutung der medizinischen Anweisungen zu vermitteln, als reziproke Reaktion des Patienten mangelhafte Compliance.

FRANCIS et al. (1969) analysierten an 800 aufgezeichneten Hausbesuchen den Effekt verbaler Interaktionen zwischen Arzt und Patient auf die Zufriedenheit des Patienten und die Befolgung der ärztlichen Anweisungen. Bandaufzeichnungen des Arztbesuchs und halbstrukturierte Interviews gehörten zum methodischen Instrumentarium. Als unabhängige Variablen gingen Interaktionsfaktoren, Erwartungen und Wahrnehmungen des Patienten, als abhängige Variablen die Patienten-Compliance sowie die Zufriedenheit der Patienten in das quasiexperimentelle Design ein. Bei den Probanden, bei denen es sich um

Eltern erkrankter Kinder handelte, wurden folgende Variablen erfaßt: wie die Krankheit der Kinder wahrgenommen wurde, welche Erfahrungen mit der Krankheit gemacht wurden, was vom Arztbesuch erwartet wurde, wie die Interaktion mit dem Arzt wahrgenommen wurde, ob der Krankenbesuch zur Zufriedenheit der Eltern verlief und ob die medizinischen Verordnungen befolgt wurden. Bei der Auswertung der Daten erwiesen sich das Ausmaß der unerfüllten Patientenerwartungen, das Fehlen von Wärme in der Arzt - Patient - Beziehung und der Mangel an Erklärungen bezüglich Diagnose und Krankheitsursache als Schlüsselfaktoren für Non-Compliance. Mütter, deren Erwartung, etwas über die Krankheit ihrer Kinder zu erfahren, nicht erfüllt wurden, zeigten den höchsten Grad an Unzufriedenheit. Die Non-Compliance - Rate stieg von 11% auf 24%, wenn der Arzt die erhofften Erklärungen zur Krankheitsursache nicht abgab. Wenn die Erwartungen bezüglich der medizinischen Vorgehensweise nicht erfüllt wurden, ließ sich ebenfalls eine erhöhte Non-Compliance - Rate registrieren. Zu einer signifikanten Abnahme der Compliance - Rate kam es, wenn die Mütter den Arzt als unfreundlich empfanden oder wenn sie sich von ihm in ihren Sorgen nicht verstanden fühlten. Zwischen der Länge der Interaktionen, die von 2 bis 45 Minuten variierte, und der Patientenzufriedenheit konnte keine signifikante Korrelation in der Studie festgestellt werden.

Folgende Compliance - Determinanten der Arzt - Patient - Beziehung ließen sich in der Studie von FRANCIS et al. (1969) ermitteln: Auf Seiten des Arztes korrelieren positive Affekte, das unaufgeforderte Anbieten von Informationen, sowie ausführliche Instruktionen positiv mit der Patienten-Compliance. Unerfüllte Patientenerwartungen, die sich auf die Interaktion richten, ärztliche Passivität, fehlendes feedback und negative Affekte der beiden Kommunikationspartner sind mit Non-Compliance assoziiert. Die Wahrnehmung der Interaktion durch den Patienten korreliert in Abhängigkeit von ihrem Charakter sowohl mit Compliance als auch mit Non-Compliance.

Therapeutische Verordnungen

Medikamente und Medikation

Ein beträchtlicher Teil der medizinischen Behandlung erfolgt durch medikamentöse Therapie, deren Effektivität von einem adäquaten Einnahmeverhalten des Patienten abhängig ist. Die Untersuchungen zum Einnahmeverhalten lassen sich hinsichtlich ihres Erkenntnisinteresses und der methodischen Vorgehensweise in zwei Kategorien klassifizieren.

Die "drug - defaulting" - Studien analysieren die Medikamenteneinnahme nur hinsichtlich ihrer quantitativen Dimension. Die "medication - error" - Studien erweitern ihre Analyse um einen qualitativen Aspekt, sie "erfassen in wechselndem Umfang alle Faktoren, die nach heutigem Wissen für einen optimalen Medikamentengebrauch notwendig erscheinen und vom Patienten berücksichtigt werden müssen. Das Vergessen, die Nicht-Einnahme und der Abbruch der Medikation stellen nur einen Teil in der Fragestellung dar, die vor allem klären will, in welchem Umfang die Patienten ihre Medikamente richtig einnehmen". (NAUMANN 1977, p. 14)

Eine Studie von BERKOWITZ et al. (1962) ergab, daß ärztliche Arzneimittelverordnungen von den untersuchten Patienten signifikant häufiger befolgt wurden, als Anweisungen, die therapeutische Bereiche betrafen, in denen keine Medikamenteneinnahme erforderlich war. Untersuchungen von JOHANNSEN et al. (1966) und DAVIS (1967) bestätigten diese Befunde.

In zahlreichen Studien konnte ermittelt werden, daß sich die Verordnung von mehreren Medikamenten negativ auf die Patienten-Compliance auswirkt. (HULKA et al. (1976), GUNDERT-REMY et al. (1978), NEELY & PATRICK (1968), FRANCIS et al. (1969), MALAHY (1966), WEINTRAUB et al. (1973), CURTIS (1961)) Ein einmal täglich verordnetes Medikament scheint die Bereitschaft zur regelmäßigen Einnahme günstig zu beeinflussen. (NUGENT et al. (1965), GATLEY (1968), PORTER (1969), HAYNES et al. (1977)) Wird eine medikamentöse Therapie mit anderen Behandlungsformen kombiniert, so ist nach MARSTON (1970) und

FRANCIS et al. (1969) ein negativer Effekt für die Befolgung der gesamten Verordnung zu erwarten.

Zwischen einzelnen Variablen, die die äußere Beschaffenheit eines Medikamentes betrafen, wie z.B. Geschmack, Farbe, Form oder Konsistenz und der Patienten-Compliance konnte in den von DREWS (1977) analysierten Publikationen kein eindeutiger Zusammenhang aufgezeigt werden. Beziehungen zwischen Nebenwirkungen oder anderen Charakteristika des jeweiligen Wirkstoffes und einem bestimmten Einnahmeverhalten ließen sich in den von DREWS (1977) dargestellten Arbeiten ebenfalls nicht feststellen. MARSTON (1970) hingegen verweist auf drei Untersuchungen, die die Annahme stützten, daß Medikamente mit unangenehmen Nebenwirkungen eher gemieden werden.

Anordnungen im weiteren therapeutischen Bereich

GILLUM & BARSKY (1974) und BERKOWITZ et al. (1963) beobachteten in ihren Untersuchungen, daß therapeutische Anweisungen, die dem Patienten eine Änderung seines etablierten Lebensstiles auferlegten, signifikant weniger erfüllt wurden als eine nur orale Medikation. Medizinische Behandlungen, die eine Einschränkung der Berufstätigkeit erfordern, werden von den Patienten ebenfalls eher befolgt als Anordnungen, die einen Eingriff in die persönlichen Lebensgewohnheiten zur Folge haben. Hierunter fallen u.a. Diätvorschriften oder Verordnungen, die z.B. eine Änderung der Trink- und Rauchgewohnheiten nach sich ziehen. DAVIS (1967) und JOHANNSEN et al. (1966) ziehen zur Erklärung dieser Verhaltensspezifität die Theorie der kognitiven Dissonanz von FESTINGER (1957) heran. Nach dieser Theorie erzeugen die ärztlichen Anweisungen, die eine Umstrukturierung eingefahrener Lebensgewohnheiten erfordern, beim Patienten eine kognitive Dissonanz, die der Patient zu überwinden versucht, indem er nur die Verhaltensmaßregeln berücksichtigt, die die minimalste Abweichung von seiner üblichen Lebensorganisation ermöglichen. Dieser Erklärungsversuch ist nicht ganz unproblematisch, da sich FESTINGER's (1957) Theorie der kognitiven Dissonanz nur auf

postdecisionale Vorgänge bezieht.

Prädiktoren	Zusammenhang		
	pos.	neg.	0
Gefährlichkeit/Ernsthaftigkeit der Erkrankung	10	2	7
persönlich empfundene Gefährdung/Anfälligkeit	11	1	2
allgemeine Krankheitsanfälligkeit	4	-	1
Effektivität (vermuteter Nutzen) der Behandlung	8	-	8
Therapie schmerzhaft	-	2	1
günstige Strategien der Krankheitsbewältigung	2	-	4
allgemeine Beunruhigung über die Krankheit	4	-	2
Wissen/Informiertheit über die Krankheit	18	-	22
frühzeitiges Erkennen der Gefährdung	3	-	-
Intelligenz	3	-	6
Compliance in anderen Bereichen (gesundheitsbewußte Lebensführung)	11	-	3
Einfluß der Familie	15	-	6
Einfluß von Freunden	4	1	4
Familienzusammenhalt	8	-	3
Familiengröße	-	6	3
zusätzliche Krankheit in der Familie	-	2	1
„Gutes“ soziales Umfeld	1	-	1
soziale Isolation	1	3	3
Persönlichkeits-Tests (MMPI, etc.)	3	1	8
stabile Persönlichkeit	3	-	-
Unzuverlässigkeit	-	2	-
geringe Frustrationstoleranz	-	2	-
verantwortlich, kooperativ	1	-	-
autoritär, anmaßend, fordernd	-	1	-
impulsiv, trotzig, „gestreßt“	-	1	-
Depression	1	1	-

* Anzahl der Studien in denen ein positiver, negativer oder kein Zusammenhang mit Compliance gefunden wurde.

Tab. 3: Zusammenhang zwischen Compliance-Verhalten und einigen im "Health-Belief-Model" angenommenen Prädiktoren (aus: FASSBENDER et al. 1981)

An dieser kleinen Auswahl dargestellter Studien ist ersichtlich, daß keine der untersuchten Variablen allein in der Lage ist, die Varianz im Compliance-Verhalten aufzuklären. Der Prozentsatz erklärter Varianz ist aber sicher durch Zusammenfassung mehrerer reliabler Prädiktoren zu erhöhen. FASSBENDER et al. (1981) haben anhand einer bibliographischen Übersicht von HAYNES et al. (1979) den Zusammenhang zwischen Compliance-Verhalten und einigen im "Health-Belief-Model" angenommenen Prädiktoren tabellarisch dargestellt. Danach (siehe: Tab. 3) scheinen der Einfluß der Familie, die Compliance in anderen Bereichen, die persönlich empfundene Gefährdung und das Wissen über die Krankheit den größten Einfluß auf die Patienten-Compliance zu haben, zumindest gibt es die meisten empirischen Belege über diese vier Faktoren.

Auf das Problem der Information des Patienten, auf das u.a. LEHRL (1982), MÖNTMANN (1977), MOHLER et al. (1955) und CHRISTENSEN (1978) aufmerksam machen, soll im Folgenden, besonders im Hinblick auf den Beipackzettel, näher eingegangen werden.

Eine weitere kognitive Variable mit der sich die sozial-psychologische Compliance-Forschung auseinandergesetzt hat, ist neben den Einstellungen und Urteilen des Patienten sein medizinisches Wissen. Betrachtet man die Literatur zu diesem Themenbereich, so ist auffällig, daß dem demoskopisch belegten Bedürfnis nach medizinischer Information seitens des Patienten ein beträchtliches Defizit an vorhandenen Kenntnissen gegenübersteht. In Untersuchungen, in denen die medizinischen Allgemeinkenntnisse von Patienten analysiert wurden, zeigte sich übereinstimmend, daß das Niveau und der Umfang dieser Kenntnisse sehr niedrig anzusetzen sind. So berichtet BOYLE (1970), daß häufig verwendete medizinische Begriffe nur von 35% der Probanden korrekt definiert werden konnten und viele Patienten nicht über die grobe Lokalisation von Körperorganen informiert waren. PLAYA et al. (1968) und SAMORA et al. (1962) kamen zu ähnlichen Ergebnissen.

Die vorliegenden Studien, die den Zusammenhang zwischen Compliance und Patientenwissen untersuchten, sind in ihren Ergebnissen nicht übereinstimmend. Ein Grund für die Dissonanz der Befunde mag, wie so oft in der Compliance-Forschung, in der methodischen Heterogenität liegen. Vergleicht man die Operationalisierungen der untersuchten Variable, so zeigt sich, daß es sich bei dem erfaßten Wissen in einigen Arbeiten um medizinische Faktenkenntnisse handelt während in anderen Studien eher Funktionszusammenhänge und Handlungsbegründungen erfragt werden.

Dem Spektrum der Studien, in denen statistisch signifikante Beziehungen zwischen der Patienten-Compliance und den erhobenen Wissensinhalten ermittelt werden konnten (HULKA et al. (1976), NEELY & PATRICK (1968), GUNDERT-REMY et al. (1977) und VINCENT (1971)), läßt sich eine Anzahl von Untersuchungen entgegensetzen, die diesen Zusammenhang nicht bestätigen konnten (MATTAR et al. (1975), GORDIS et al. (1969a), BERGMANN & WERNER (1963) und LEISTYNA & MACAULEY (1966)). DREWS (1977) notiert in seiner Literaturanalyse bei neun

Autoren eine positive Beziehung und bei zwölf Autoren keine Beziehung zwischen der Variable Patientenwissen und der Patienten-Compliance.

In einer neueren Untersuchung von LEHRL et al. (1981) untersuchten die Autoren bei 28 Probanden, deren Intelligenzquotienten im Mittel bei 96,7 IQ-Punkten lagen, das Wissen um die Bedeutung medizinischer Termini. Dabei handelte es sich um 18 Termini, wie Dosis, Insuffizienz, Therapie u.a., zu denen je 3 Auswahlantworten vorgegeben waren. Es handelte sich also um eine "multiple - choice" - Aufgabe mit jeweils nur einer richtigen Lösung. Per Zufall sind dann 6 Treffer zu erwarten. Unter Berücksichtigung der Zufallsrate ergaben sich im Durchschnitt 7,9 richtige Lösungen. Die Bedeutung des Begriffes "Gravidität" kannte keiner der Befragten.

Aspekte von Beipackzetteln

Ein wesentlicher Teil der medizinischen Anweisungen besteht aus Arzneimittelverordnungen. "Geht man von der gedanklichen Konstruktion aus, jedem Medikament einen möglichen Gebrauchswert zuzuweisen, dann ergeben sich in der Praxis seiner Erforschung, Erprobung, Herstellung, Lagerung, Verschreibung, Verteilung und Einnahme mögliche Fehlerquellen, die seinen theoretischen Gebrauchswert einschränken. Die Compliance-Forschung zur Arzneimitteltherapie leistet somit einen Beitrag zu den wissenschaftlichen Bemühungen, die Medikamentennutzanwendung ('drug utilisation') zu verbessern und die Arzneimittelsicherheit zu erhöhen." (NAUMANN 1977, p.23)

Dem Beipackzettel, der als empirisch zu überprüfende Einflußvariable in der Compliance-Forschung zur Arzneimitteltherapie kaum Beachtung gefunden hat, wurde im AMG von 1978 als Informationsquelle erhebliche Bedeutung zugesprochen. An die Gestaltung der pharmazeutischen Information werden jedoch nicht nur von juristischer Seite kritische Maßstäbe angelegt. Im publizistischen Umfeld der Compliance-Forschung fordern Ärzte, Apotheker und Verbraucher eine patientengerechte Packungsbeilage, die es dem betroffenen Konsumenten

ermöglicht, die Vor- und Nachteile einer Medikamententherapie abzuwägen. Ob und inwieweit die Packungsbeilage in ihrer gegenwärtigen Form für den Konsumenten einen Gebrauchswert als Informationsmedium besitzt, bedarf der wissenschaftlichen Überprüfung.

In einer Untersuchung über Patientenerwartungen an Beipackzettel konnten JOUBERT & LASAGNA (1975) ein Bedürfnis nach gründlicher Medikamenteninformation konstatieren. Von den befragten Probanden hielten 81,8% bei verschreibungspflichtigen Medikamenten eine Basisinformation mit Menge, Häufigkeit und Zeitpunkt der Medikamenteneinnahme für nicht ausreichend, sondern wollten mehr Information. 59,9% der Befragten verlangten einen detaillierten Beipackzettel mit einer zusätzlichen Zusammenfassung, 81% der Befragten wollten auch über extrem geringe Risiken tödlicher Komplikationen (1/100000) informiert werden. Die Autoren kommen daher zu dem Schluß, daß die meisten Menschen sehr viel über die Medikamente, die sie einnehmen, wissen wollen. Dabei richten sich die Erwartungen des Patienten hauptsächlich auf den Arzt als Informationsquelle (78,1% der Befragten), während der Beipackzettel nur von 7,3% der Befragten als Bezugspunkt genannt wurde. Das insgesamt geringe Interesse an Beipackzetteln, das JOUBERT & LASAGNA (1975) nachweisen, hat sicher mit den Gegebenheiten in den USA zu tun, wo bisher nur Beipackzettel für orale Kontrazeptiva existieren. Dieses Angebot scheint ein Bedürfnis des Patienten aktiviert zu haben, denn 86,4% derjenigen, die den Beipackzettel gelesen hatten, hielten ihn für nützlich. Andererseits hatten 35,6% der Benutzerinnen den Beipackzettel nicht bemerkt. Ebenfalls mit dem Beipackzettel oraler Kontrazeptiva beschäftigte sich eine Befragung von MORRIS et al. (1977). In ihrer Stichprobe von 2669 Frauen hatten 93% den Beipackzettel bemerkt, von diesen hatten ihn 94% gelesen. 89% der Befragten zogen eine ausführliche Informationsbroschüre dem Beipackzettel vor. Bei dieser Untersuchung ist allerdings zu beachten, daß es sich um eine demographisch hochgradig selegierte Population handelte, so daß die Ergebnisse mit Sicherheit nicht repräsen-

tativ sein dürften. Die geringe Anzahl von Studien über den Beipackzettel, besonders in den USA, ist sicher darauf zurückzuführen, daß die FDA einen solchen nicht vorschreibt.

Im Rahmen dieser Arbeit, die sich mit dem Beipackzettel als Moderatorvariable der Patienten-Compliance auseinandersetzt, wird die Einnahme von Medikamenten als das Resultat eines Entscheidungs- und Kommunikationsprozesses betrachtet, dessen Ausgang durch die Variable "Patienteninformation" beeinflusst werden kann. Ein Medium der medikamentenbezogenen Patienteninformation ist neben den verbalen Instruktionen des Arztes und des Apothekers der Beipackzettel. Um die Einflußkomponenten der Variable "Patienteninformation" näher zu bestimmen, erscheint es sinnvoll, sich mit den emotionalen und kognitiven Bedingungen, die bei der Verarbeitung von Informationen von Wichtigkeit sind, auseinanderzusetzen.

Informationsmenge und Angst

McGUIRE (1969) bezeichnet in seinem "information - processing - model" unter anderem die Bereiche "Aufmerksamkeit" und "Informationsspeicherung" als Bedingungsmomente, die für die Effektivität der Informationsverarbeitung in verbalen und schriftlichen Kommunikationen von Bedeutung sind. Empirische Untersuchungen zur Einstellungsänderung, besonders im Rahmen der sogenannten "Yale - studies", ergaben, daß unter bestimmten Umständen Aufmerksamkeit und Einstellungsänderungen durch die angstinduzierenden Komponenten der zu verarbeitenden Information manipuliert werden kann.

JANIS & FESHBACH (1953) untersuchten in ihrer Arbeit "Effects of fear arousing communications" die Auswirkungen angsterregender Kommunikation auf die Einstellungsänderung. Versuchspersonen waren 200 fünfzehnjährige Oberschüler, die at random in drei Experimentalgruppen und eine Kontrollgruppe aufgeteilt wurden. Die drei Experimentalgruppen mußten sich einen Vortrag über Zahnpflege anhören, in den von Gruppe zu Gruppe verschieden starke "threat appeals" eingebaut waren. Die Kontrollgruppe hörte einen Vortrag über Bau und Funktion

des menschlichen Auges. Bei der Auswertung der Daten ließen sich signifikante Veränderungen zahnhygienischer Gewohnheiten nach den im Vortrag enthaltenen Empfehlungen in der Gruppe mit dem stärksten Angstappell nicht wahrscheinlich machen. Bei der Gruppe mit dem schwächsten Angstappell ergaben sich deutliche Verschiebungen in den geäußerten Gewohnheiten in Richtung der vermittelten Ratschläge. Die Reaktion der Versuchspersonen auf experimentell eingesetzte Gegenpropaganda zeigt eine Tendenz, die Erinnerung an den Gehalt der angst-erregenden Kommunikation zu vermeiden.

JANIS & FESHBACH (1953) formulierten folgende Hypothese: Wenn starke Furcht, wachgerufen durch die in einer Massenkommunikation enthaltenen Ratschläge, nicht völlig abgebaut wird, entwickelt sich bei den Zuhörern die Motivation, die Bedrohung zu ignorieren oder ihre Wichtigkeit zu verringern. Einige Aspekte schränken die Generalisierbarkeit der gefundenen Ergebnisse ein: wie z.B., daß es sich um ein einfaches "Pretest - Posttest - Design" handelte und die Zuhörerschaft eine "captive audience" war. JANIS & FESHBACH (1953) interpretieren die Ergebnisse des Experiments als Beleg für ihre "defensive Vermeidungshypothese", die sich auf klinische Untersuchungen bei psychiatrischen Patienten stützt. "Wenn es einer Kommunikation gelingt, intensive Angstgefühle hervorzurufen, und die emotionale Spannung des Zuhörers durch die in der Kommunikation enthaltenen Beruhigungen oder selbst-erteilte Beruhigung nicht schnell reduziert wird, kann die verbleibende emotionale Spannung defensiv Vermeidungsreaktionen motivieren, d.h. Versuche, weitere angsterregende Informationen zu vermeiden. Aus dem Erlebnis der zeitweiligen Unfähigkeit, den durch eine Erörterung einer möglichen Gefahr hervorgerufenen beunruhigenden affektiven Zustand zu beenden, kann ein mächtiger Anreiz entstehen, eine Wiederholung zu vermeiden; das kann letzten Endes zur Folge haben, daß man sich nicht mehr erinnern kann, was der Kommunikator sagte, daß man das Interesse am Thema verliert, daß man die Bedrohung bagatellisiert oder leugnet." (JANIS & FESHBACH 1953, p. 225f.)

Um die Ergebnisse der vorhergehend referierten Untersuchung zu überprüfen, führten JANIS & TERWILLINGER (1962) ein Experiment durch, in dem erneut der Effekt angsterregender Kommunikation geprüft wurde. Informationen über die gesundheits-schädlichen Auswirkungen des Rauchens wurden in einer bedrohlichen und einer weniger bedrohlichen Fassung jeweils einer Gruppe von Erwachsenen im Alter von 18 bis 55 Jahren vermittelt, Bandaufzeichnungen spontaner Assoziationen zu den vermittelten Informationen und Interviews erfaßten die emotionale Reaktion und Einstellung der Teilnehmer zu diesem Problembereich. In Analogie zu der Untersuchung von 1953 scheinen die Ergebnisse darauf hinzuweisen, daß bei einem hohen Angstniveau psychologische Widerstände gegen die vermittelte Information und die in ihr enthaltenen Empfehlungen entstehen.

LEVENTHAL (1965) verweist darauf, daß JANIS & FESHBACH (1953) in der Diskussion ihrer Ergebnisse einräumen, daß unter bestimmten Bedingungen, z.B. dann wenn der vermittelten Information unmittelbar eine Handlung folgen kann, ein starker Angstappell effektiver sein kann als eine milde Empfehlung. Nach HANFMANN (1950), der sich auf klinische Untersuchungen bezieht, kann ein hohes Angstniveau Aufmerksamkeitsstörungen und Symptome kognitiver Desorganisation hervorrufen. LEY & SPELLMANN (1965) ermittelten, daß Patienten mit einem sehr hohen und einem sehr niedrigen Angstniveau sich schlechter an die vermittelte Information erinnern konnten, als Patienten mit einem mittleren Angstniveau. Auf diesen U-förmigen Zusammenhang zwischen Angst und Einstellungsänderung machen verschiedene Autoren in dem von HIGBEE (1969) publizierten Sammelreferat "Fifteen years of fear arousal: research on threat appeals: 1953 - 1968" aufmerksam. Aus LEVENTHAL's (1965) kritischer Literaturbetrachtung, die sich auf "Fear communication in the acceptance of preventive health practices" bezieht, läßt sich der Schluß ziehen, daß die Effekte der "emotion - provoked" - Kommunikationen aufgrund zahlreicher intervenierender Variablen, wie z.B. der persönlichen Angstdisposition eines Individuums und situativer Faktoren, weiterer Untersuchung bedürfen.

Verständlichkeit

Zu den eher trivialen Bedingungen, die die Effektivität des Informationsverarbeitungsprozesses berühren, zählen die Quantität und die Verständlichkeit der zu vermittelnden Information. Psychologische Untersuchungen von AUSUBEL (1968) und BERLYNE (1960) betonen die Bedeutung des strukturellen Aufbaus für die Textverständlichkeit. Ein idealer Text sollte mit allgemein formulierten Konzepten beginnen, die folgenden Informationseinheiten sind dann Subsets der bereits dargestellten allgemeinen Information. Weitere Faktoren, die die Verständlichkeit von Texten fördern sind eine bilderreiche Sprache, eingefügte Zusammenfassungen, das mehrfache Wiederholen des Hauptgedankens auf unterschiedlichen Abstraktionsniveaus, die Vermeidung von Nominalisierungen, Fremdwörtern und Schachtelsätzen.

Eine der wenigen Untersuchungen zur Lesbarkeit von Packungsbeilagen von LIGUORI (1978) ergab, wie der Autor etwas polemisch formuliert, daß die untersuchten Beipackzettel vom Verbraucher sophistisches Lesegeschick erforderten. Vereinfachungen des Vokabulars und der Grammatik der Texte seien dringend notwendig, um eine größere Anzahl von Konsumenten zu befähigen, die Packungsbeilagen zu lesen und zu verstehen. Die enttäuschenden Resultate der Interviews, in denen Patienten über die Inhalte von Packungsbeilagen befragt wurden, verdeutlichen für LIGUORI (1978) die Dringlichkeit einer Textrevision, von der er sich einen effektiveren Gebrauch der verordneten Medikamente und damit einen Zuwachs an Patienten-Compliance verspricht.

LEY (1977) und LEY et al. (1972) untersuchten in einigen Veröffentlichungen die Hypothese, daß medizinische Informationen für Laien häufig zu schwer verständlich und deshalb ineffektiv seien. Sie versuchten, die Verständlichkeit solcher Texte einzuschätzen und fanden dabei heraus, daß die Verständlichkeit des Röntgenmerkblattes eines Krankenhauses für dessen meist der Unterschicht angehörende Patienten zu gering war; daß eine Informationsschrift über Barium-Kontrast-

mittel-Untersuchungen nur von 25% der Stichprobe verstanden werden konnte, und daß auch die Patienten - Broschüren einer Zahnklinik zu schwer verständlich waren.

Daß die Verständlichkeit, gemessen an der Lesbarkeit medizinischer Texte, einen Einfluß auf das Behalten hat, konnte in zwei Untersuchungen von LEY et al. (1972) und BRADSHAW et al. (1975) gezeigt werden. LEY (1977) behauptet, einen Zusammenhang zwischen Verständlichkeit und Befolgung medizinischer Empfehlungen nachgewiesen zu haben und stützt diese Behauptung auf zwei empirische Untersuchungen. In der ersten Untersuchung konnte die Einnahmeverlässlichkeit psychiatrischer Patienten für Psychopharmaka durch leichter verständliche Merkblätter erhöht werden. In der zweiten Untersuchung erreichte eine Diät-Gruppe, die eine leichter lesbare Broschüre über Kohlenhydratreduktion erhielt, einen höheren Gewichtsverlust als die Kontrollgruppe mit einem schwierigeren Merkblatt.

Diese Untersuchungen, die bei LEY (1977) zusammengefaßt sind, scheinen, bis auf zwei kleinere Arbeiten von SMITH & ADAMS (1978) und UDKOW et al. (1979), bislang fast die einzigen Untersuchungen zur Verständlichkeit medizinischer Texte geblieben zu sein. Demnach scheint der Aspekt der Verständlichkeit und der Information medizinischer Texte für Laien von der Forschung bisher kaum beachtet worden zu sein. Dies mag zum Teil daran liegen, daß in den USA, wo die meisten Untersuchungen zur Patienten-Compliance publiziert werden, Beipackzettel, von wenigen Ausnahmen abgesehen, von der FDA nicht vorgeschrieben sind. "Die wenigen Untersuchungen zu diesem Thema beschränken sich auf die Anwendung von mehr als 30 Jahre alten Lesbarkeitsformeln, die in theoretischer und pragmatischer Hinsicht als fragwürdig und hinter dem heutigen Stand der Verständlichkeitsforschung zurückbleibend zu gelten haben." (TONSCHEIDT 1981, p. 17)

ZUR FORMULIERUNG DER INHALTLICHEN HYPOTHESEN

Wie bereits an anderer Stelle (siehe: p. 34) ausgeführt, wird in dieser Arbeit die Einnahme von Medikamenten als das Resultat eines Kommunikations- und Entscheidungsprozesses angesehen, dessen Ausgang u.a. durch die Variable "Patienteninformation" beeinflusst werden kann. Wie schon aufgrund theoretischer Überlegungen unmittelbar einsichtig, ist das Verstehen der Information medizinischer Anweisungen - hier speziell des Beipackzettels - eine notwendige, wenn auch nicht hinreichende Bedingung für die Patienten-Compliance.

Untersuchungsgegenstand dieser Arbeit sind Beipackzettel, die von medizinischen Laien, wie wir annehmen, hinsichtlich einer Reihe von Aspekten, wie z.B. Verständlichkeit, Informationsmenge u.a. beurteilbar sind. Ausgehend von diesen Prämissen stellt sich die Frage, ob medizinische Laien ein interindividuell übereinstimmendes Konzept dieser Aspekte haben. Wäre das der Fall, dann ließe sich z.B. die subjektiv empfundene Informationsmenge hinsichtlich der Beipackzettel über eine Stichprobe skalieren, wobei wir aus wissenschafts-ökonomischen Gründen - empirische Untersuchungen liegen zur Zeit noch nicht vor - davon ausgehen, daß diese Aspekte eindimensional skalierbar sind.

Somit lautet unsere zu confirmierende Hypothese: Medizinische Laien besitzen ein interindividuell übereinstimmendes eindimensional skalierbares Konzept der Informationsmenge von Beipackzetteln. Diese Annahme soll weiterhin gelten für einen eventuell vorhandenen angstinduzierenden Aspekt, die Verständlichkeit und die Ausführlichkeit von Beipackzetteln. Des weiteren nehmen wir ein eindimensionales Konzept bezüglich der geäußerten Bereitschaft zur Medikamenteneinnahme an, bezogen auf den zu beurteilenden Beipackzettel. Hier wird die potentielle Verhaltensebene angesprochen.

Unter der Voraussetzung der Konfirmation oben formulierter Hypothesen nehmen wir weiterhin an, daß die Probanden die untersuchten Aspekte konsistent handhaben können, d.h. daß eine signifikante Anzahl zirkulärer Triaden im Urteilsprozeß nicht auftritt.

Des weiteren soll überprüft werden, ob die von uns untersuchte Stichprobe aus einer Grundgesamtheit stammt. Lassen sich alle drei Hypothesenkomplexe confirmieren, dann ist wahrscheinlich gemacht, daß die von uns untersuchte Population hinsichtlich der uns interessierenden Aspekte über ein eindimensionales Urteilskonzept verfügt und nach diesem Konzept konsistent urteilen kann. Zur inhaltlichen Bedeutung der Aspekte Verständlichkeit, Informationsmenge usw. ist damit nur soviel gesagt, daß die Bedeutung in der Urteilsstichprobe übereinstimmt. Andere Populationen mögen diesen Begriffen andere inhaltliche Bedeutungen verleihen. Das ist eine Frage der Validität, auf die an anderer Stelle eingegangen werden soll.

Als Skalierverfahren wählten wir das "Gesetz des komparativen Urteils" und das "Gesetz des kategorialen Urteils". Daran schloß sich für die Skalierung nach dem Gesetz des kategorialen Urteils die Prüfung des "goodness of fit" zwischen empirischen Daten und Skaliermodell mit Hilfe des χ^2 -Tests nach BOCK & JONES (1968) und zur Überprüfung der Unterscheidbarkeit der Beipackzetteln eine Konsistenzanalyse nach WINER (1971) an. Für die Skalierung nach dem Gesetz des komparativen Urteils prüften wir die Angemessenheit des Modells mit Hilfe des GULLIKSEN & TUKEY - Tests, weiterhin überprüften wir die Konsistenz der Beurteiler über den Konsistenzkoeffizienten "Zeta" nach KENDALL (1948) und den Grad der Übereinstimmung der Beurteiler mit dem Q - Test von COCHRAN (1950). Zur Formulierung der statistischen Hypothesen unserer oben dargestellten Annahmen siehe den Abschnitt "METHODISCHE GRUNDLAGEN".

Diese ersten drei Hypothesenkomplexe beziehen sich auf die Anwendbarkeit eindimensionaler Skalierungsmodelle hinsichtlich der in der Untersuchung beurteilten Aspekte von Beipackzetteln. Ein weiterer Hypothesenkomplex, der die Bestätigung der vorangegangenen, also die Anwendbarkeit der Skalierungsmodelle voraussetzt, betrifft die korrelativen Zusammenhänge zwischen den skalierten Aspekten. Aufgrund einiger Ergebnisse der Forschung zur Einstellungsänderung, insbesondere der "Yale -

studies", und einer von SEELBACH (1979) publizierten Studie erwarten wir eine positive Korrelation zwischen der Informationsmenge und dem angstinduzierenden Aspekt von Beipackzetteln. Weiterhin erwarten wir eine negative Korrelation zwischen der Verständlichkeit und dem angstinduzierenden Aspekt von Beipackzetteln. Zwischen der Verständlichkeit und der geäußerten Einnahmegenauigkeit erwarten wir keine signifikant von $r_{xy} = 0$ verschiedene Korrelation, da das Verstehen einer medizinischen Anweisung nur eine notwendige Bedingung für die Einnahmegenauigkeit ist. Hier sind weitere intervenierende Variablen, wie Persönlichkeitsmerkmale, Art der Krankheit usw. sicher zu berücksichtigen.

Bezüglich der untersuchten Aspekte, deren Operationalisierungen im Abschnitt "EMPIRISCHE UNTERSUCHUNGEN" beschrieben sind, sind besonders im Hinblick auf die Informationsmenge und die Verständlichkeit auch andere Meßprozeduren denkbar, auf die wir im Folgenden kurz eingehen werden.

ZUR WAHL DES MESSTHEORETISCHEN ANSATZES

Informationstheoretische Konzepte der Informationsmenge

"In keinem Hauptgebiet der Psychologie fehlen Untersuchungen, in denen Informationsmenge variiert oder gemessen wird. Die meiste Aufmerksamkeit, besonders unter den experimentell arbeitenden Forschern, hat das Konzept der Informationsmenge gefunden, das von der Informationstheorie entwickelt wurde." (FEGER 1972, p. 9) ATTNEAVE (1959) schreibt, daß sich erst seit dem Erscheinen des Buches "Cybernetics" von WIENER (1948) und der Publikation einer Reihe von Artikeln SHANNON's mit dem Titel "The mathematical theory of communication" der Gedanke verbreiteter Wertschätzung erfreut, daß Information eine exakt meßbare Größe darstellt.

"Die Bedeutung des Wortes 'Information' als Terminus technicus unterscheidet sich nicht grundsätzlich von seiner Bedeutung im Alltag; sie ist lediglich genauer. Wir verschaffen uns Information, wenn wir etwas lesen, jemandem zuhören oder die uns umgebende Welt unmittelbar beobachten. Eine Aussage oder Beobachtung ist dann informativ, wenn sie uns etwas mitteilt, das uns nicht vorher schon bekannt war. Höre ich jemanden sagen: 'Die Eskimos wohnen im hohen Norden, wo es kalt ist', dann vergrößert sich mein bescheidener Vorrat an Information über die Eskimos nicht. Es wäre indessen möglich, daß mir der Satz Information über die Person, die ihn geäußert hat, oder über die Person, an die er gerichtet ist, vermittelt. Nur über solche Dinge können wir jedenfalls Information gewinnen, über die bei uns ein gewisses Maß an Nicht-Wissen oder Ungewißheit besteht. In der Tat läßt sich Information als dasjenige definieren, das Ungewißheit beseitigt oder reduziert. Diese Definition hat eine wichtige Konsequenz: sobald wir imstande sind, Ungewißheit zu messen, können wir auf ähnliche Weise auch Information messen." (ATTNEAVE 1974, p. 13)

Information im Sinne der Informationstheorie ist ein Maß für die Neuigkeit einer Nachricht für den Empfänger. Die Information wächst mit der Anzahl der Alternativen, die in einer

bestimmten Situation durch eben diese Information ausgeschlossen werden. Sind die Alternativen gleich wahrscheinlich, so ist die Information wie folgt definiert:

$$(1) \quad H = \lg \frac{1}{p}$$

Dabei ist p gleich der Anzahl der möglichen Alternativen. Die Information ist eigentlich eine unbenannte Größe; trotzdem wird der Zahlenangabe meist die Bezeichnung "bit" beigegeben, um anzuzeigen, daß es sich um ein Informationsmaß handelt. Nun kann das Informationsmaß auf Fälle ausgedehnt werden, bei denen die verschiedenen Alternativen ungleiche Wahrscheinlichkeiten haben. In diesem Fall muß jede einzelne Alternative mit ihrer Auftretenswahrscheinlichkeit gewichtet werden. Die mittlere Information jeder Alternative ergibt sich dann durch die mittlere Wahrscheinlichkeit aller Alternativen.

$$(2) \quad H = - \sum_i p_i \lg p_i$$

Dieses Informationsmaß nach SHANNON & WIENER läßt sich auf jedes Zeichenrepertoire anwenden, wenn die Anzahl der Alternativen bekannt ist. "In many cases, such as in experiments on pattern perception, it is almost impossible to find out which stimuli are being anticipated and with what probability they are being expected by the observer." (LEEUWENBERG 1968, p. 2) Ein eindeutiges Maß der Informationsmenge kann unter diesen Gegebenheiten nicht entwickelt werden, das Konzept der Informationsmenge ist bedeutungslos, wenn die Anzahl der möglichen Alternativen unbegrenzt oder unbekannt ist.

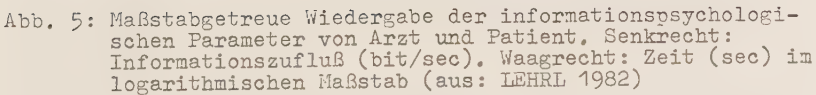
Andere Ansätze zur Bestimmung der Informationsmenge sind in der Psychologie erst wenig zur Geltung gekommen, wie die Vorschläge von LAMING (1968) und ACKOFF (1967). ACKOFF (1967) entwickelte zwei Konzepte der Informationsmenge: einmal ist die Informationsmenge gleich der Anzahl der verfügbaren und bewußten Handlungsmöglichkeiten; in einem zweiten Konzept werden die Handlungsalternativen weiter spezifiziert, Zielvorstellungen des Individuums, und seien es auch nur potentiell-

le, gehen in dieses Konzept ein.

"Der Bezug auf die 'Theorie der semantischen Information' von CARNAP und BAR-HILLEL (1952) vermag den von uns avisierten Begriff der Informationsmenge in anderer Hinsicht zu klären. Die Autoren schließen den 'pragmatischen' Aspekt der Kommunikation aus, befassen sich also weder mit der Information, die ein Sender durch eine bestimmte Nachricht übermitteln will, noch mit der Information, die ein Empfänger aus dieser Nachricht gewinnt. Vielmehr befassen sie sich mit der Information eines Satzes, die er an sich hat oder in bezug auf andere Sätze. Ein Satz wie $17 \times 19 = 323$ hat nach dieser Theorie die Informationsmenge Null. CARNAP und BAR-HILLEL (1952) beeilen sich zu versichern, es gäbe sinnvolle Betrachtungsweisen, nach denen ein Satz wie der eben erwähnte eine größere Informationsmenge als Null aufweise, und gebrauchen in diesem Zusammenhang den Terminus 'amount of psychological information for the person P'." (FEGER 1972, p. 17 f.) An dieser Art von Informationsmenge sind auch wir interessiert, nicht an dem Grad, in dem verschiedene logische Aussagen einander implizieren oder überlappen.

FEGER (1972) hat den ersten Versuch gemacht, die von der "Alltagsvorstellung" ausgehende Informationsmenge zu messen und zwar unter Anwendung der THURSTONE'schen Skaliermodelle. Das setzt voraus, daß sich auf der Subjektseite die Informationsmenge kontinuierlich abbilden läßt. Diese Verfahren wurden auch von uns angewandt, da in diesem Zusammenhang ja nicht ein objektives Informationsmaß interessiert, sondern die subjektiv empfundene Informationsmenge das adäquatere Maß ist, da nur diese Informationsmenge verhaltensrelevant wird, d.h. einen Einfluß auf die Patienten-Compliance haben kann.

Vom FEGER'schen Ansatz ausgehend muß dann der Nachweis geführt werden, daß ein oder mehrere Beurteiler auf dieser Dimension mit Hilfe ihrer eigenen Vorstellung von Informationsmenge Objekte, hier Beipackzettel, in statistisch gesicherter Weise voneinander unterscheiden können; unter völlig vergleichbaren Bedingungen - eine Fiktion, die auf verschiedenen Wegen



suchten Konzepte übertragbar zu sein.

LEHRL (1982) hat anhand des informationstheoretischen Konzepts von SHANNON & WEAVER (1949) die informationspsychologischen Parameter von Arzt und Patient dargestellt. (siehe: Abb. 5) Ein Vergleich beider Konzepte zur Messung des Informationsgehaltes von Beipackzetteln wäre sicher interessant, da Informationstheoretiker und medizinische Laien unter "Information" ja durchaus verschiedenes verstehen könnten.

Theorien der Verständlichkeit

"Als Operationalisierungen von 'Verständlichkeit' können strenggenommen nur solche Meßverfahren gelten, die ausschließlich und ohne Rückgriff auf Verständnisprozesse beim Rezipienten objektiv erfassbare Textmerkmale quantifizieren und dann via bei einer größeren Zahl von Lesern evoziertes durchschnittliches 'Verständnis' als valide qualifizieren." (TONSCHEIDT 1981, p. 24) Die Readability - Forschung versucht zur Formulierung und Validierung zahlreicher Lesbarkeitsformeln beizutragen; einen Überblick über die Resultate von fast 40 Jahren Readability - Forschung im angelsächsischen Sprachraum gibt KIARE (1969).

Die Operationalisierung des Verständlichkeitskonstrukts über die subjektive Information wurde erst durch die Weiterentwicklung des SHANNON'schen Rateverfahrens durch WEITNER (1970) praktikabel, der mehrere Verfahren vorstellte, die die Bestimmung der subjektiven Information (H_{sub}) von Texten erlauben. Diese Verfahren sind jedoch bei langen Texten praktisch nicht mehr anwendbar. Diese Schwierigkeit ist bei der Cloze - Procedure von TAYLOR (1953) nicht gegeben, die allerdings - im Gegensatz zu WEITNER's (1970) Verfahren - nicht informationstheoretisch fundiert ist.

"In mehreren Experimenten sind Daten erhoben worden, die es ermöglichen, das über die Cloze - Procedure ermittelte Verhältnis der falsch geratenen zu den insgesamt zu ratenden Wörtern (C_{LSV}) in H_{sub} - Werte sensu WEITNER (1970) umzurechnen; die entsprechende Regressionsgleichung lautet:

$$(3) \quad H_{\text{sub}} = 23.9 C_{\text{LSV}} - 0.4$$

Der Nachteil des Lückenschließverfahrens ist darin zu sehen, daß seine Anwendung ein Vielfaches der Versuchspersonen erfordert als WELTNER's Verfahren." (HAGER 1980, p. 259)

GROEBEN (1978) verfolgt im Gegensatz zu den induktiv - analytischen Ansätzen die getrennte Behandlung von Textmerkmalen und Meßoperationen in einem deduktiv - synthetischen Ansatz. "Sein Vorgehen ist dadurch gekennzeichnet, daß er, von gesicherten Theorien der Textgestaltung ausgehend, operationale Anweisungen zur Herstellung von unterschiedlich verständlichen Texten formuliert, die Verständlichkeit der so entstandenen Texte in einem zweiten Schritt mißt und schließlich am Behaltenskriterium validiert." (TONSCHEIDT 1981, p. 31)

Auch auf das Konzept der Verständlichkeit, wie auf jedes andere psychologische Objekt, ist der FEGER'sche Ansatz über die THURSTONE'schen Skalierverfahren anwendbar, sofern die auf p. 44 genannten Nachweise geführt sind. Da in unserer Untersuchung mehrere Aspekte von Beipackzetteln, wie die Informationsmenge, die Verständlichkeit, der angstinduzierende Aspekt usw. untersucht werden sollen, wählten wir, zumal eher die subjektiven Komponenten dieser Aspekte in unserem Zusammenhang interessieren, dieses methodische Vorgehen. Das Rationale der THURSTONE'schen Skalierverfahren sowie der zugehörigen Prüfstatistiken ist im Folgenden beschrieben.

Zum "Gesetz des komparativen Urteils"

Als Skalierungsmodell wählten wir u.a. das "law of comparative judgment". "Mit dem Paarvergleich kann ... praktisch jedes Merkmal, das sich in einer Dimension anordnen läßt, skaliert werden, auch wenn es sich dabei um komplexe Eindrücke handelt." (TRAXEL 1974, p.396) Ein Merkmal ist dann als eindimensional zu bezeichnen, wenn der größte subjektive Unterschied zwischen drei Objekten gleich der Summe der beiden kleineren Unterschiede ist, das heißt wenn $d_{ki} = d_{ji} + d_{kj}$, wobei gilt $i < j < k$. DAVID (1969) führt an, daß die Paarvergleichsmethode im wesentlichen dann verwendet wird, "when the objects to be compared can be judged only subjectively; that is to say, when it is impossible or impracticable to make relevant measurements in order to decide which of two objects is preferable".

Der Beurteilungsprozeß läuft so ab, daß den Versuchspersonen jede Aussage mit jeder anderen Aussage paarweise dargeboten wird. So erhält man bei n Aussagen oder Reizen $\binom{n}{2}$ ordinale Urteile. Die Beurteiler haben anzugeben, welche der beiden Aussagen ihnen im Hinblick auf das betreffende "psychologische Objekt" (z.B. Informationsmenge) günstiger erscheint. Diese Methode stellt eine maximale Differenzierung dar, da die Versuchspersonen nicht die Möglichkeit haben, mehrere Aussagen derselben Kategorie zuzuordnen.

Der Paarvergleich ist also eine indirekte auf Ordinalurteilen basierende Skaliermethode. "Indirekt wird eine Skaliermethode dann bezeichnet, wenn die Versuchspersonen keine Urteile quantitativer Art abgeben, sondern nur in Ordinalrelationen urteilen. Skalenwerte erhält man erst durch die Anwendung bestimmter Meßmodelle" (SIXTL 1967, p.155), wie z.B. des "law of comparative judgment". Von den experimentellen Daten kommt man via einem System von Annahmen zu der endgültigen Maßskala. Es ist unmittelbar einsichtig, daß andere Annahmen zu anderen Ergebnissen führen.

Will man von den Urteilsurteilen der Versuchsteilnehmer zu mindestens einer Intervallskala gelangen, so setzt THURSTONE (1927), modifiziert nach TORNGARSON (1958), folgende Postulate voraus:

1. Each stimulus when presented to an observer gives rise to a discrimininal process which has some value on the psychological continuum of interest.

2. Because of momentary fluctuations in the organism, a given stimulus does not always excite the same discrimininal process, but may excite one with a higher or lower value on the continuum. If any stimulus is presented to an observer a large number of times, a frequency distribution of discrimininal processes associated with that stimulus will be generated. It is postulated that the values of the discrimininal processes are such that the frequency distribution is normal on the psychological continuum. Each stimulus thus has associated with it a normal distribution of discrimininal processes.

3. The mean and standard deviation of the distribution associated with a stimulus are taken as its scale value and discrimininal dispersion, respectively." (TORNGARSON 1958, p.133 f.) THURSTONE (1927) definiert den "discriminal process" als "that process by which the organism identifies, distinguishes, or reacts to stimuli".

Herleitung des "Gesetzes des komparativen Urteils"

TORNGARSON (1958) beschreibt das "Gesetz des komparativen Urteils" als "a set of equations relating the proportion of times any given stimulus k is judged greater on a given attribute than any other stimulus j to the scale values and discrimininal dispersions of the two stimuli on the psychological continuum". Diese genannte Gruppe von Gleichungen ist aus den THURSTONE'schen Postulaten abgeleitet. Unsere Darstellung von THURSTONE's "Gesetz des komparativen Urteils" genossent unter vornehmlicher Bezugnahme auf TORNGARSON (1958).

Werden zwei Reize j und k einer Versuchsperson vorgelegt,

wobei S_k und S_j die Skalenwerte und δ_k und δ_j die "discriminal dispersions" sind, wird jeder Reiz einen "discriminal process" (Urteilsprozeß) hervorrufen: d_k und d_j . Die Differenz zwischen den "discriminal processes" ($d_k - d_j$) für jede einzelne Darbietung des Reizpaares ergäbe dann, bei genügend großer Anzahl der Darbietungen, eine Normalverteilung ihrer "discriminal differences" auf dem psychologischen Kontinuum. Der Mittelwert dieser Verteilung ist gleich der Differenz der Skalenwerte beider Reize, da die Differenz zwischen Mittelwerten gleich dem Mittelwert der Differenzen ist. Abbildung 6 zeigt die Verteilung der mit den Reizen k und j verbundenen "discriminal processes" auf dem psychologischen Kontinuum.

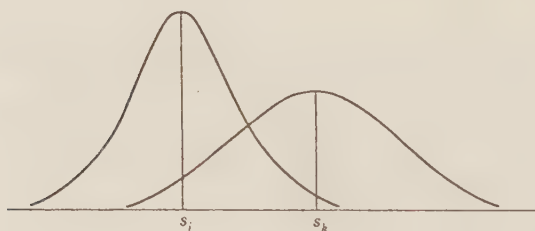


Abb. 6: Verteilung der mit den Reizen k und j verbundenen "discriminal processes" auf dem psychologischen Kontinuum

Die Standardabweichung der Differenzen errechnet sich nach folgender Formel:

$$(4) \quad \delta_{d_k - d_j} = (\delta_j^2 + \delta_k^2 - 2r_{jk} \delta_j \delta_k)^{1/2}$$

Sie entspricht der Maßeinheit des "law of comparative judgment". Der Ausdruck r_{jk} stellt in dieser Gleichung die Korre-

lation zwischen den momentanen Werten der "discriminal processes" dar, die mit den Reizen k und j verbunden sind.

In unserer Untersuchungssituation hatten die Versuchspersonen zu entscheiden, welcher von zwei Beipackzetteln nach ihrer Meinung z.B. mehr Information enthält. Mit THURSTONE (1927) nehmen wir an, daß das Urteil "Beipackzettel k enthält mehr Information als Beipackzettel j " immer dann auftritt, wenn der "discriminal process" für Stimulus k größer ist als für Stimulus j ; d.h. immer dann, wenn die "discriminal difference" ($d_k - d_j$) positiv ist. Eine negative Differenz bedeutete, daß Beipackzettel j mehr Information als Beipackzettel k enthält.

Stellen wir uns nun vor, daß sich die beiden Reaktionsverteilungen überlappen, wie in Abbildung 7 dargestellt.

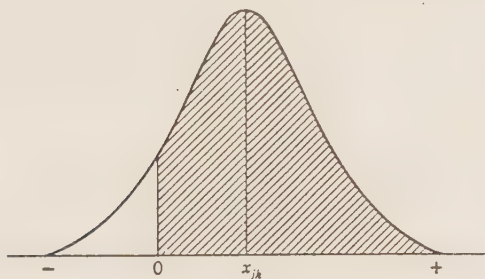


Abb. 7 : Verteilung der "discriminal differences" auf dem psychologischen Kontinuum. Die schraffierte Fläche (rechts von Null) stellt den Anteil der $k > j$ -Urteile dar. Der Wert x_{jk} ist die Differenz zwischen den Skalenwerten in $d_k - d_j$ - Einheiten

In diesem Fall ist es möglich, daß die "discriminal difference" für einen einzelnen Versuchsdurchgang negativ ist, auch wenn der Skalenwert S_k größer ist als der Skalenwert S_j . Wie GUIL-

FORD (1954) bemerkt, liegen im Fall der Überlappung der Reaktionsverteilungen die zu vergleichenden Reize sehr eng beieinander. "The overlapping of the dispersions is, of course, due to the chance combinations of errors e_{jk} ." (GUILFORD 1954, p. 35) Es können also auch $d_j > d_k$ - Urteile auftreten, wenn $S_k > S_j$.

Mit einer Anzahl von Urteilen kann bestimmt werden, wie oft der Stimulus k größer als der Stimulus j beurteilt wurde. Abbildung 7 zeigt die Verteilung der "discriminal differences" auf dem psychologischen Kontinuum. Der schraffierte Teil rechts von Null korrespondiert mit der Anzahl der Proportionen, bei denen $(d_k - d_j)$ positiv ist, d.h. $k > j$. Die ungeschraffierte Fläche unter der Kurve korrespondiert mit der Anzahl der Proportionen, bei denen $(d_k - d_j)$ negativ ist, d.h. $k < j$. Der Mittelwert der Verteilung ist gleich der Differenz zwischen den Skalenwerten der zwei zu vergleichenden Stimuli ($S_k - S_j$). Aus den empirisch gewonnenen Proportionen der $k > j$ - Urteile kann mit Hilfe von Standardwerten (z -Werten) die Differenz ($S_k - S_j$) bestimmt werden. Diese Differenz wird X_{jk} genannt und in $\hat{d}_k - d_j$ - Einheiten gemessen. Daraus folgt:

$$(5) \quad S_k - S_j = X_{jk} \hat{d}_k - d_j$$

Unter Berücksichtigung von Formel 5 ergibt sich die vollständige Form des "law of comparative judgment". Es lautet:

$$(6) \quad S_k - S_j = X_{jk} (\hat{\sigma}_j^2 + \hat{\sigma}_k^2 - 2r_{jk} \hat{\sigma}_j \hat{\sigma}_k)^{1/2}$$

Dabei sind:

S_k und S_j die Skalenwerte der Stimuli k und j ,
 $\hat{\sigma}_k$ und $\hat{\sigma}_j$ die "discriminal dispersions" der Stimuli k und j ,
 r_{kj} die Korrelation zwischen den Paaren der "discriminal processes" $\hat{d}_k$ und $\hat{d}_j$,
 X_{kj} die "Normalabweichung" (normal deviate), die mit

der Proportion korrespondiert, wie häufig Stimulus k größer als Stimulus j beurteilt wurde.

Wenn man annimmt, daß die Varianz der Skalenpositionen der Reize für jeden Reiz unterschiedlich sein kann, verfügt man über viele unbekannte Parameter, nämlich für jeden Reiz zwei, Erwartung und Varianz. Das heißt, die Gleichung des "law of comparative judgment" ist in dieser vollständigen Form nicht lösbar, da die Anzahl der unbekannten Größen die der bekannten übersteigt. THURSTONE (1927) unterscheidet verschiedene Versionen des Modells, die die Zahl der unbekannten Parameter vermindern sollen.

TORGERSON (1958) stellt, unter Berufung auf THURSTONE (1927), drei vereinfachende Bedingungen und Klassen vor, um dieses Problem zu lösen. Durch Paarung jeder Bedingung mit jeder Klasse ergeben sich neun verschiedene Versionen des "law of comparative judgment", die in der Abbildung 8 dargestellt sind.

	Condition A (Assume constant covariance)	Condition B (Assume equal correlations, small differences in dispersions)	Condition C (Assume constant variance of distributions of discriminial differences)
Class I (within individual)	$s_k - s_j = x_{jk}(a_j^2 + a_k^2)^{1/2}$	$s_k - s_j = x_{jk}[\frac{1}{2}(1 - r)]^{1/2}(\sigma_j + \sigma_k)$	$s_k - s_j = cx_{jk}$
Class II (between individuals)	$s_k - s_j = x_{jk}(a_j^2 + a_k^2)^{1/2}$	$s_k - s_j = x_{jk}[\frac{1}{2}(1 - r)]^{1/2}(\sigma_j + \sigma_k)$	$s_k - s_j = cx_{jk}$
Class III (mixed)	$s_k - s_j = x_{jk}(a_j^2 + a_k^2)^{1/2}$	$s_k - s_j = x_{jk}[\frac{1}{2}(1 - r)]^{1/2}(\sigma_j + \sigma_k)$	$s_k - s_j = cx_{jk}$

Abb. 8 : Zweiwegklassifizierung spezieller Versionen des "law of comparative judgment" (aus: TORGERSON 1958, p. 166)

Der Terminus "Klasse" (class) wird benutzt "to denote the kind of replication involved", und der Terminus "Bedingungen" (conditions) "to denote particular sets of simplifying assumptions". (TORGERSON 1958, p. 162) Eine ausführliche Darstellung findet sich bei TORGERSON (1958).

In unserem speziellen Fall der Skalierung z.B. der Informationsmenge von Beipackzetteln werden wir nach den Bedingungen B und C skalieren. Des weiteren verwenden wir die Klasse II, denn jedes Reizpaar wird von jeder Versuchsperson nur einmal verglichen. Da wir in dieser Untersuchung an einer Durchschnittsskala für eine Population interessiert sind, folgten wir bei der Wahl dieser Klasse den Empfehlungen TORGERSON's (1958, p. 167): "If interest is in the 'average' scale for a population, then the second alternative should be used, where the subjects are an appropriate sample from that population." Der Entschluß, die Informationsmengen nach den Bedingungen B und C zu skalieren, läßt sich mit FEGER (1972) rechtfertigen, der über eine vergleichbare Situation schreibt: "Da es sich bei den Dokumenten zweifellos um 'komplexe Reize' (und nicht im Sinne der Psychophysik um 'einfache Reize' wie Gewichte oder reine Töne) handelt, wurde die Skalierung sowohl nach der Bedingung C als auch nach der Bedingung B vorgenommen." (FEGER 1972, p. 36)

Bedingung B, in THURSTONE's Terminologie "case IV", geht von der vereinfachenden Annahme aus, daß die Korrelationen gleich und die Differenzen zwischen den "discriminal dispersions" gering sind. In diesem Fall formuliert sich das "law of comparative judgment" wie folgt:

$$(7) \quad S_k - S_j = x_{jk} \left(\frac{1}{2} (1 - r) \right)^{1/2} (\Delta_k + \Delta_j)$$

oder auch

$$(8) \quad S_k - S_j = x_{jk} (\Delta_k + \Delta_j)$$

Zur genauen Ableitung siehe TORGERSON (1958), p.164 f. In Bedingung C, in THURSTONE's Terminologie "case V", wird

vorausgesetzt, daß die Standardabweichungen der Verteilung der "discriminal differences" konstant für alle Reizpaare ist. Man muß dann bei dieser Version für jeden Reiz j nur noch einen Parameter schätzen, nämlich die Erwartung. Wenn die konstante Standardabweichung mit c bezeichnet wird, erlangt Gleichung 6 folgende Form:

$$(9) \quad S_k - S_j = c X_{jk}$$

"Der größte Vorteil der Normalverteilungsannahme liegt darin, daß die Differenzwerte ebenfalls normalverteilt sind. Bei anderen Annahmen über die Dichtefunktionen der Skalenpositionen gilt die entsprechende Eigenschaft nicht: So ist die Differenz logistisch verteilter Variablen nicht logistisch. Selbstverständlich gibt es auch mehrdimensionale Varianten des THURSTONE - Modells. In diesem Fall nimmt man an, daß die Koordinaten von jedem Punkt auf der betreffenden Achse normalverteilt sind. Man kann auch sagen, die Projektion von jedem Punkt auf jede Dimension ist normalverteilt.

Die THURSTONE - Skala hat Intervallniveau. Das bedeutet, daß jede lineare Transformation erlaubt ist. Die Schätzung der Parameter μ und $\hat{\sigma}$ unterliegt einer gewissen statistischen Unsicherheit, daher sollte man über eine ausreichende Zahl von Replikationen verfügen. Je mehr Replikationen es gibt, desto zuverlässiger werden die Schätzungen. Diese Aussage gilt übrigens allgemein für probabilistische Modelle. Der größte Nachteil dieser Modelle liegt gerade darin, daß man meist über eine relativ große Zahl von Replikationen verfügen muß. Für Einzeluntersuchungen, z.B. in der klinischen Praxis, sind sie meist nicht geeignet, da wahrscheinlich nicht die nötige Zeit vorhanden ist, ausreichend viele Beobachtungen zu sammeln. Diese Einschränkung gilt natürlich nicht unbedingt für Laboruntersuchungen mit wissenschaftlicher Zielsetzung. In der klinischen Praxis jedoch ist die Verwendung deterministischer Modelle angebracht. Dabei kann es ein Nachteil sein, daß die Basisannahme, menschliches Verhalten sei oft stochastisch, nicht berücksichtigt wird." (VEN 1980, p.290)

Zusammenfassend läßt sich sagen, daß dem "law of comparative judgment" der Gedanke zugrunde liegt, daß ein Reiz j keinen festen Skalenwert besitzt, sondern seine Skalenposition eine stochastische Variable ist, die über mehrere Replikationen variiert. Die Variation ist stochastisch, d.h. dem Zufall unterworfen. In diesem Zusammenhang ist es wissenschaftshistorisch interessant, daß die THURSTONE - Skala eher entwickelt wurde als die GUTTMAN - Skala. Die probabilistische Variante einer deterministischen Skala war also viel eher bekannt als die deterministische Skala selbst. GUTTMAN veröffentlichte die ersten Arbeiten über die nach ihm benannte Skala 1944.

Zur Aufarbeitung der Paarvergleichsdaten

Bei n Stimuli sind von den Versuchspersonen $\binom{n}{2}$ oder $n(n-1)/2$ Paarvergleichsurteile gefordert. Die acht Beipackzettel unserer Untersuchung verlangten jeder Versuchsperson 28 Paarvergleiche ab. Dabei werden die Urteile jeder Versuchsperson in eine individuelle Dominanzmatrix übertragen. Zu definieren bleibt die Dominanzrelation, hier galt in unserer Untersuchung: der Spaltenreiz dominiert über den Zeilenreiz. Die folgende Abbildung zeigt ein Beispiel einer individuellen Dominanzmatrix.

	A	B	C	D	E	F	G	H
A	-	BA	CA	DA	EA	FA	GA	HA
B	AB	-	CB	DB	EB	FB	GB	HB
C	AC	BC	-	DC	EC	FC	GC	HC
D	AD	BD	CD	-	ED	FD	GD	HD
E	AE	BE	CE	DE	-	FE	GE	HE
F	AF	BF	CF	DF	EF	-	GF	HF
G	AG	BG	CG	DG	EG	FG	-	HG
H	AH	BH	CH	DH	EH	FH	GH	-

Abb. 9 : Schema einer individuellen Dominanzmatrix

Entscheidet sich z.B. eine Versuchsperson beim Vergleich von Beipackzettel A und Beipackzettel B für den Beipackzettel B, so wird in die Zelle, welche sich aus dem Kreuzungspunkt von Spalte B mit Zeile A ergibt, eine 1 eingetragen. Im Kreuzungspunkt von Spalte A mit Zeile B erscheint entsprechend eine Null. Die individuelle Dominanzmatrix besteht also aus binären Zahlen. Alle individuellen Dominanzmatrizen werden zellenweise zur Basismatrix F addiert, die eine Häufigkeitsmatrix der Form $n \times n$ über die Versuchspersonen darstellt. Das allgemeine Element f_{jk} erscheint im Schnittpunkt der j-ten Spalte mit der k-ten Zeile. In dieser Zelle steht die beobachtete Häufigkeit, mit der Reiz j dem Reiz k vorgezogen wurde.

Aus der F-Matrix wird nun die P-Matrix berechnet, wobei das Element p_{jk} die beobachtete Proportion darstellt, wie oft Reiz j den Reiz k dominiert. Das geschieht derart, daß alle Zelleneintragungen der F-Matrix durch N (Anzahl der Versuchspersonen) dividiert werden.

Über die P-Matrix gelangen wir zur X-Matrix, die auch Z-Matrix genannt wird, so z.B. bei EDWARDS (1957). Hier gilt, daß das Element x_{jk} den z-Wert des entsprechenden Elements p_{jk} darstellt, wobei z positiv für alle p_{jk} -Werte $>.50$ und negativ für alle p_{jk} -Werte $<.50$ ist. Für p_{jk} -Werte von 1.0 und 0.0 lassen sich keine z-Werte bestimmen, da Normalverteilungen beidseitig asymptotisch auslaufen. Sollten solche Proportionen dennoch auftreten, so bleiben die entsprechenden Zellen der X-Matrix frei. In den Diagonalzellen steht eine Null, da kein Reiz mit sich selbst verglichen wird und angenommen wird, daß $S_k - S_j = 0$. Die X-Matrix ist schräg-symmetrisch, d.h. symmetrische Elemente summieren sich zu Null, da $x_{jk} = -x_{kj}$.

Die X-Matrix enthält die Stichprobenschätzungen (sample estimates) x_{jk} der theoretischen Werte, die mit Hilfe des "law of comparative judgment" gefunden wurden. "The element x_{jk} is an estimate of the difference ($S_k - S_j$) between scale values of the two stimuli measured in units of the standard deviation of the distribution of discriminial differences $\sum d_k - d_j$. Each independent element of matrix X is an esti-

mate of a value for one equation of the law." (TORGERSON 1958, p.170)

Zur zufallskritischen Prüfung der Datenkonsistenz

Im Anschluß an die Skalierung der Daten nach dem "law of comparative judgment" ist es sinnvoll, die Datenkonsistenz festzustellen; d.h. es ist zu prüfen, inwieweit die empirisch ermittelten Proportionen der Dominanzurteile der Versuchspersonen den durch das zugrundeliegende Skaliermodell vorausgesagten theoretischen Proportionen folgen. Im Idealfall stimmen beide Werte vollkommen überein, so daß vollkommene Reproduzierbarkeit bzw. Konsistenz vorliegt. Dieser Fall ist in der Praxis jedoch kaum jemals zu erwarten.

Die im Folgenden zu klärende Frage läßt sich wie folgt präzisieren: Inwieweit trägt das Skaliermodell des "law of comparative judgment" zur Erklärung der Datenvariabilität bei? Grundsätzlich stehen zwei verschiedene Verfahren zur Beantwortung dieser Frage zur Verfügung.

So wurde von MOSTELLER (1951) für den Fall V der Methode des Paarvergleichs ein Signifikanztest von der Art eines Chi-Quadrat-Tests entwickelt, gegen den allerdings von COCHRAN (1952) und von BOCK (1958) gewisse Einwände vorgebracht wurden, die SÜLLWOLD (1969) wie folgt zusammenfaßt: "Die mit dem Signifikanztest von MOSTELLER überprüfte Nullhypothese schließt eine Reihe von Annahmen ein, nämlich Normalverteilung der Reaktionen auf dem psychologischen Kontinuum, gleiche Streuung der Reaktionsverteilungen und Eindimensionalität des psychologischen Kontinuums, womit diesem auch die Eigenschaft der Additivität zukommt. Wenn der Signifikanztest zur Zurückweisung der Nullhypothese führt, beruht das in den meisten Fällen jedoch vornehmlich darauf, daß kein eindimensionales Kontinuum vorliegt." (SÜLLWOLD 1969, p.492 f.) Der Chi-Quadrat-Test von MOSTELLER (1951) stellt eine zufallskritische Prüfung der Diskrepanzen zwischen empirischen und reproduzierten Prozentwerten dar. SIXTL (1967) hält es jedoch für realistischer, nicht die Diskrepanzen, sondern

den Einfluß dreier im Folgenden beschriebenen Komponenten auf die Varianz der Daten zu untersuchen, wie es der Test von GULLIKSEN & TUKEY (1958) ermöglicht. Ziel der Analyse nach GULLIKSEN & TUKEY (1958) ist es u.a., den Grad festzustellen, in dem das Gesetz des komparativen Urteils für eine gegebene Datenmatrix deren gesamte Varianz erklärt.

Der GULLIKSEN & TUKEY - Test

Mit dem von GULLIKSEN & TUKEY (1958) entwickelten varianz-analytischen Verfahren werden drei Komponenten untersucht, die auf die Datenvarianz Einfluß nehmen können. Nach SIXTL (1967) sind diese drei Komponenten:

- "1. Einfluß der Unterschiede in den 'wahren' Skalenwerten $\hat{R}_i, \hat{R}_j$. Diese 'wahren' Skalenwerte entstammen einer Population mit der Varianz S_R^2 . Die 'wahren' Differenzen der Skalenwerte haben dann eine Populationsvarianz von $2S_R^2$.
2. Es ist zweckmäßig, die Abweichungen der Daten von dem linearen Skalierungsmodell zu betrachten. Diese Abweichungen entstammen einer Population mit Varianz S_d^2 .
3. Schließlich hat man es mit Prozentanteilen zu tun. Man hat daher eine binomiale Fehlerkomponente b aus einer Population mit der Varianz S_b^2 ." (SIXTL 1967, p.212)

Folgende Zwischenüberlegung ist noch notwendig, ehe man mit diesen Komponenten im Sinne einer Varianzzerlegung umgehen kann. Bei dem Verfahren werden Prozentanteile miteinander verglichen, welche niemals größer 1 und kleiner Null sein können. Ihre Stichprobenverteilung wird an den Extremen zunehmend asymmetrischer, weswegen vorher die Prozentanteile mit Hilfe einer Arcus-Sinus-Wurzelfunktion zu sogenannten Theta-Werten (θ) transformiert werden. Es gilt dann Folgendes:

$$(10) \quad \theta_{ij} = 2 \arcsin \sqrt{p_{ij}} \quad (\text{beobachtete Prozentanteile})$$

$$(11) \quad \bar{\theta}_{ij} = 2 \arcsin \sqrt{\bar{p}_{ij}} \quad (\text{reproduzierte Prozentanteile})$$

$$(12) \quad \theta_{..} = 2 \arcsin \sqrt{0.5} = 1.5708$$

Dieser Wert $\theta_{..}$ entspricht dem Mittelwert der Prozentanteile der P-Matrix, da $p_{ij} + p_{ji} = 1$. Die Abweichungen der empirischen θ -Werte vom Mittelwert $\theta_{..}$ lassen sich in zwei Teile zerlegen:

$$(13) \quad (\theta_{ij} - \theta_{..}) = (\bar{\theta}_{ij} - \theta_{..}) + (\theta_{ij} - \bar{\theta}_{ij})$$

Entsprechend ergeben sich folgende Quadratsummen:

$$(14) \quad S_T = \frac{1}{2} \sum_{i \neq j} (\theta_{ij} - \theta_{..})^2 \quad (\text{Total})$$

$$(15) \quad S_L = \frac{1}{2} \sum_{i \neq j} (\bar{\theta}_{ij} - \theta_{..})^2 \quad (\text{lineare Komponente})$$

$$(16) \quad S_D = \frac{1}{2} \sum_{i \neq j} (\theta_{ij} - \bar{\theta}_{ij})^2 \quad (\text{Diskrepanzen})$$

Der Ausdruck:

$$(17) \quad \sum_{i \neq j} (\theta_{ij} - \bar{\theta}_{ij}) (\bar{\theta}_{ij} - \theta_{..})$$

muß nicht notwendig Null ergeben. Daher muß die totale Quadratsumme sich auch nicht unbedingt aus ihren beiden Komponenten additiv zusammensetzen. Man hat nämlich in Wirklichkeit $\bar{\theta}_{ij}$ aus $\bar{p}_{ij}$ gewonnen. Die Beziehung zwischen θ und z ist aber nicht linear, d.h. es besteht eine geringfügige Abweichung von der Linearität.

Nun werden die mittleren Quadrate gebildet:

$$(18) \quad T = \frac{2 S_T}{n(n-1)}$$

totales mittleres Quadrat als Schätzung für:

$2 S_R^2 + S_d^2 + S_b^2$, wobei n gleich Anzahl der Objekte

$$(19) \quad D = \frac{2 S_D}{(n-1)(n-2)}$$

mittleres Quadrat der Diskrepanzen als Schätzung für:
 $S_D^2 + S_b^2$, wobei S_b^2 geschätzt wird als $\frac{1}{N}$ (N = Anzahl
 der Beurteiler) als mittleres Quadrat der bino-
 mialen Fehlerkomponente

$$(20) \quad L = \frac{S_T - S_D}{n-1} \quad \text{bzw.}$$

$$(21) \quad L = \frac{S_L}{n-1}$$

mittleres Quadrat der linearen Komponente als
 Schätzung für:
 $n S_R^2 + S_d^2 + S_b^2$.

Die beiden letztgenannten Formeln ergeben identische Werte,
 wenn gilt:

$$(22) \quad \sum_{i \neq j} (\theta_{ij} - \bar{\theta}_{ij}) (\bar{\theta}_{ij} - \theta_{..}) = 0$$

Es werden nun folgende Prüfgrößen entwickelt:

$$(23) \quad \chi^2_T = N S_T \quad \text{mit} \quad df = \frac{n(n-1)}{2}$$

Die Nullhypothese H_0 lautet: Die beobachteten Werte θ_{ij}
 sind nur Zufallsabweichungen von $\theta_{..} = 1.5708$ (entsprechend
 $p = 0.5$). Es besteht keinerlei statistisch zu sichernde
 Tendenz zur unterschiedlichen Beurteilung der Reize.

$$(24) \quad \chi^2_L = N S_L \quad \text{mit} \quad df = n-1 \quad \text{bzw.}$$

$$(25) \quad \chi^2_{T-D} = N (S_T - S_D)$$

Die Nullhypothese H_0 lautet: Die Reizobjekte sind nicht
 linear skalierbar.

Schließlich werden mit einer letzten Prüfgröße die Diskrepanzen zwischen empirischen und reproduzierten Werten getestet. Die Größe der Diskrepanzen wird unmittelbar vom Stichprobenfehler der Prozentanteile und vom Gewicht nichtlinearer Komponenten bestimmt.

$$(26) \quad \chi^2_D = N S_D \quad \text{mit} \quad df = \frac{1}{2} (n-1)(n-2) \\ \text{(bei Bedingung C)} \\ \text{und} \quad df = \frac{1}{2} (n-1)(n-4) \\ \text{(bei Bedingung B)}$$

Die Nullhypothese H_0 lautet: Die Diskrepanzen zwischen empirischen und reproduzierten Daten entstehen durch Zufall.

Bei Anwendung eines Chi-Quadrat-Tests sind nur alternative Entscheidungen möglich, d.h. man wird ein Skalierungsmodell entweder akzeptieren oder verwerfen, je nach Art der Nullhypothese H_0 . Um aber auch ein quantitatives Maß für die Angemessenheit eines Skaliermodells zu erhalten, erscheint es SIXTL (1967) realistischer, "in Analogie zur Testtheorie, wo man Zuverlässigkeit als Anteil der 'wahren' Varianz an der Gesamtvarianz eines Tests definiert, auch hier den Anteil der durch das Skalierungsmodell gebundenen Varianz an der Gesamtvarianz der Daten zu ermitteln". (SIXTL 1967, p.215) FEGER (1972) fügt dem noch einen weiteren Aspekt hinzu. Er betont, daß die Aussagekraft eines Chi-Quadrat-Tests von der Stichprobengröße abhängig ist. Je größer die Stichprobe, eines desto kleineren Unterschieds bedarf es, um den entsprechenden Chi-Quadrat-Wert signifikant werden zu lassen. "Bei genügend großer Stichprobe wird also schon eine Differenz signifikant, die absolut gesehen gering ist und nach bestimmten Kriterien irrelevant sein kann." (FEGER 1972, p.42) Die Berechnung eines Index der Skalierbarkeit, der quantitativ ausdrückt, wie gut das Gesetz des komparativen Urteils für eine bestimmte Datenmatrix angemessen ist, erscheint deshalb in jedem Falle angebracht.

Den Index der Skalierbarkeit erhält man durch folgenden Varianzbruch:

$$(27) \quad 1^r_R = \frac{2S_R^2}{2S_R^2 + S_d^2 + S_b^2} = \frac{2(L - D)}{n T}$$

oder die äquivalente Form:

$$(28) \quad 2^r_R = \frac{T - D}{T}$$

Bei vollkommen linearer Skalierbarkeit und Fehlerfreiheit sind die beiden Indices 1^r_R und 2^r_R gleich 1.

Letztlich bespricht SIXTL (1967) den sogenannten Reproduzierbarkeitsindex r_b :

$$(29) \quad r_b = \frac{2S_R^2 + S_d^2}{2S_R^2 + S_d^2 + S_b^2} = \frac{T - \frac{1}{N}}{T},$$

der das Ausmaß des Stichprobenfehlers der Prozentanteile berücksichtigt. SIXTL (1967) hält den Index r_b allerdings für eine zu optimistische Schätzung, "da die Zuverlässigkeit der Prozentanteile nur als Funktion der Stichprobengröße definiert ist. In Wirklichkeit wird die Zuverlässigkeit der Prozentwerte beispielsweise auch von der Schwierigkeit der Entscheidung abhängen." (SIXTL 1967, p.216)

Der GULLIKSEN & TUKEY - Test prüft also den goodness of fit zwischen den empirisch gewonnenen Daten und dem Skalierungsmodell. Sind die beiden Chi-Quadrat-Werte χ^2_L , bzw. χ^2_{T-D} signifikant, dann ist Transitivität gegeben und es kann linear, d.h. eindimensional skaliert werden. Sind die beiden Prüfgrößen χ^2_L , bzw. χ^2_{T-D} nicht signifikant geworden, so ist eventuell ein mehrdimensionales Skalierungsmodell adäquater.

Zur Überprüfung der Urteilskonsistenz

Verschiedene Autoren haben ausgeführt, daß es dem Beurteiler bei der Paarvergleichsmethode möglich ist, inkonsis-

tente Urteile abzugeben (EDWARDS 1957, SIXTL 1967, FEGER 1972). Urteilsinkonsistenz kann nur dann auftreten, wenn man die Reize paarweise zur Entscheidung vorgibt, nicht aber, wenn man n Reize gleichzeitig in eine Rangordnung bringen läßt. Wir sprechen immer dann von inkonsistenten Urteilen, wenn sogenannte "zirkuläre Triaden" in den Urteilen der Versuchspersonen auftreten, d.h. wenn bei einer Triade von Objekten intransitive (widersprüchliche) Urteile auftreten. Der Begriff "zirkuläre Triade" wurde von KENDALL & SMITH (1940) geprägt. Ein Beispiel mag dies verdeutlichen. Beim Vergleich der Beipackzettel A, B und C urteilt eine Versuchsperson wie folgt: $A > B$, $B > C$ und $A < C$. Das letzte Urteil ist im Hinblick auf die beiden vorhergegangenen als widersprüchlich zu bewerten. C kann nicht größer als A sein, da es kleiner als B ist, welches seinerseits kleiner als A ist. Logisch wäre das Urteil $A > C$. Das gilt natürlich nur, wenn das zugrunde liegende Urteilskontinuum eindimensional ist.

SIXTL (1967) beschreibt folgende Ursachen für das Auftreten "zirkulärer Triaden":

1. wenn das zu skalierende Merkmal komplex ist, die Objekte also nicht in eine einzige Dimension fallen, so daß die binären Entscheidungen als Funktion einer Vektorgröße in einem Raum unbekannter Dimensionalität aufgefaßt werden müßten,

2. wenn die Merkmalsdifferenzen sehr klein sind. Sie entstehen dann durch Zufall, da ties (Urteil $i = j$) per instructionem ausgeschlossen sind.

Man kann weiters vermuten,

3. daß zirkuläre Triaden eine Folge bestimmter Persönlichkeitseigenschaften sind. Bestimmte Personen urteilen in jeder Situation hoch konsistent, andere geben immer eine größere Anzahl intransitiver Urteile, unbeschadet des Merkmals, das skaliert wird.

4. Zirkuläre Triaden treten auf als Folge von Indifferenz gegenüber einem oder mehreren Objekten. Darüber hinaus als Folge allgemeinen Desinteresses und Mangels an Sorgfalt." (SIXTL 1967, p.157 f.)

KENDALL (1948) hat ein Verfahren entwickelt, mit dessen Hilfe ausgehend von Paarvergleichsdaten für jede einzelne Versuchsperson festgestellt werden kann, wie konsistent sie ist und ob dieses Ausmaß an Konsistenz signifikant von Null verschieden ist. Er zeigte, daß die maximale Anzahl zirkulärer Triaden:

$$(30) \quad d_{\max} = n(n^2 - 4) \frac{1}{24}$$

wenn n , die Anzahl der Objekte eine gerade Zahl ist, und:

$$(31) \quad d_{\max} = n(n^2 - 1) \frac{1}{24}$$

wenn n eine ungerade Zahl ist.

In unserer Untersuchung waren 8 Objekte zu beurteilen, d.h. die maximal mögliche Anzahl "zirkulärer Triaden" war 20. Die in einer beliebigen Dominanzmatrix tatsächlich vorhandene Anzahl "zirkulärer Triaden" ergibt sich nach folgender Formel:

$$(32) \quad d = (n(n - 1)(2n - 1)/12) - \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n a_j^2$$

Dabei ist:

$$(33) \quad a_j = \sum_{i=1}^n \varepsilon_{ij} \quad (j \neq i)$$

Das heißt, a_j ist gleich der Anzahl der Fälle, in denen j gegenüber allen anderen Objekten - sich selbst ausgenommen - dominierte.

KENDALL's Konsistenzkoeffizient "Zeta"

Den Konsistenzkoeffizienten "Zeta" berechnet man durch das Verhältnis von der wirklich vorhandenen zur maximal möglichen Anzahl "zirkulärer Triaden". Dann ergibt sich für die Bestimmung von "Zeta" folgender Wert:

$$(34) \quad \zeta = 1 - \frac{24 d}{n(n^2 - 4)}$$

wenn n eine gerade Zahl ist, und:

$$(35) \quad \zeta = 1 - \frac{24 d}{n(n^2 - 1)}$$

wenn n eine ungerade Zahl ist. Bei vollkommener Konsistenz beträgt der Konsistenzkoeffizient "Zeta" 1, wenn eine Versuchsperson die maximale Anzahl "zirkulärer Triaden" erreicht Null.

Das Ausmaß der Konsistenz einer Versuchsperson läßt sich mit einem von KENDALL (1948) vorgelegtem Chi-Quadrat-Test zufallskritisch überprüfen, wenn $n \geq 7$.

$$(36) \quad \chi^2 = \left(\frac{8}{n-4}\right)\left(\frac{1}{4} n^C_3 - d + \frac{1}{2}\right) + df$$

$$(37) \quad n^C_3 = \frac{n!}{3! (n-3)!}$$

n^C_3 ist die Anzahl der Triaden, die man aus n Objekten bilden kann.

Die Nullhypothese H_0 lautet: Die Versuchsperson ist völlig inkompetent, der Grad an Konsistenz, d.h. transitiven Urteilen entsteht durch Zufall.

KENDALL's Konsistenzkoeffizient "Zeta" stellt ein Maß für die intraindividuelle Urteilsconsistenz der Versuchspersonen dar. Wir wollen uns jetzt der interindividuellen Urteilsübereinstimmung der Versuchspersonen zuwenden.

Zur Übereinstimmung verschiedener Dominanzmatrizen

Es ist unmittelbar einleuchtend, daß verschiedene Individuen mit gleichem Grad an Urteilsconsistenz nicht unbedingt in ihren Paarvergleichsurteilen übereinstimmen müssen; d.h. trotz gleicher Konsistenzkoeffizienten sind verschiedene Dominanzmatrizen möglich. SIXTL (1967) nennt zwei in Betracht

kommende Gründe für nicht übereinstimmende Dominanzmatrizen:
"1. Geringe Unterschiede zwischen den Objekten bedingen größere Variabilität der Urteile (ad hoc Unterschiede).

2. Unterschiedliche Auffassungen der einzelnen Beurteiler kommen in divergierenden Urteilen zum Ausdruck (definitive Unterschiede).

Die erste Quelle der Urteilsvariabilität geht zu Lasten der Urteilsunsicherheit. Die Urteilsvariabilität ist hier eine Funktion der Unterschiedsgröße. Divergierende Auffassungen der Beurteiler bedingen hingegen systematische, das heißt reproduzierbare Unterschiede in den Urteilen." (SIXTL 1967, p.162 f.)

Zwei Verfahren zur Untersuchung dieser beiden Variabilitätsquellen stehen zur Verfügung, der "Koeffizient der Übereinstimmung" von KENDALL (1955) und der Q-Test von COCHRAN (1950). Beide Verfahren sind unabhängig von dem Grad der Konsistenz, den die einzelnen Beurteiler erreichen.

Die Nullhypothese H_0 von KENDALL's Koeffizienten lautet: Alle Entscheidungen sind zufällig. COCHRAN's Nullhypothese H_0 lautet: N Urteilsstichproben der Größe $\binom{n}{2}$ entstammen derselben Grundgesamtheit.

Wir wollen für unsere Untersuchung den Q-Test von COCHRAN (1950) verwenden und schließen uns damit SIXTL's Meinung an, der in einer vergleichbaren Situation wie folgt argumentiert: "Er (der Q-Test) ist für die vorliegenden Belange angemessen, da die Nullhypothese einräumt, daß die Objekte sich hinsichtlich der Menge der Bevorzugungen unterscheiden." (SIXTL 1967, p.163)

Der Q-Test von COCHRAN

Um den Q-Test von COCHRAN durchzuführen, summiert man zunächst die Häufigkeit der Dominanzen des Objekts j über alle Beurteiler und bekommt somit die Spaltensumme von j . Es ist im weiteren nur noch die obere Hälfte der Gesamtdominanzmatrix zu betrachten, die bei n Objekten aus $\binom{n}{2} = m$ Eintragungen besteht. Nun summiert man alle m Elemente der

oberen Hälfte, d.h. man bildet den Ausdruck:

$$(38) \quad \sum_{\substack{m \\ i < j}} r_{ij}$$

Ferner bildet man die Quadratsumme dieser Elemente:

$$(39) \quad \sum_{\substack{m \\ i < j}} r_{ij}^2$$

Schließlich berechnet man die Summe der Gewichte in der oberen Hälfte der Dominanzmatrix jedes Beurteilers und quadriert diese. Es entstehen die Ausdrücke:

$$(40) \quad \sum_{\substack{m \\ i < j}} s_{ij} \quad \text{und} \quad \left(\sum_{\substack{m \\ i < j}} s_{ij} \right)^2$$

Diese oben genannten Größen reichen aus, um den Q-Test von COCHRAN durchzuführen.

$$(41) \quad Q = (N - 1) \frac{N \sum_N \left(\sum_{\substack{m \\ i < j}} s_{ij} \right)^2 - \left(\sum_{\substack{m \\ i < j}} r_{ij} \right)^2}{N \sum_{\substack{m \\ i < j}} r_{ij} - \sum_{\substack{m \\ i < j}} r_{ij}^2}$$

Mit dem Q-Test von COCHRAN wird, wie oben ausgeführt, die Nullhypothese H_0 , daß die N Urteilsstichproben der Größe $\binom{n}{2}$ derselben Grundgesamtheit entstammen, überprüft. "Kann man in einem Fall die Nullhypothese aufrecht erhalten, so impliziert das keineswegs, daß es bei den einzelnen Beurteilern keine zirkulären Triaden gibt. Wenn es Inkonsistenzen gibt, und die Urteilerübereinstimmung maximal ist, dann heißt das, daß die Urteiler eben Konsistenzen und Inkonsistenzen gemeinsam haben. Ein solcher Fall ist aber unwahrscheinlich, wenn Inkonsistenzen eine Folge der Urteilsunsicherheit sind." (SIXTL 1967, p.165)

Zur Unterscheidbarkeit der Reizobjekte

Als weitergehende Analyse unserer Untersuchung soll hier ein Verfahren vorgestellt werden, das die Unterscheidbarkeit der Reizobjekte, in unserem Fall der Beipackzettel, prüfen soll. Es soll die Frage geklärt werden, ob die Versuchspersonen in der Lage sind, die ihnen vorgelegten Beipackzettel hinsichtlich eines bestimmten Aspekts überzufällig zu unterscheiden. Diese Frage kann mit Hilfe eines Verfahrens von DAVID (1969) untersucht werden. DAVID (1969) entwickelte folgende Prüfgröße:

$$(42) \quad D_n = 4 \left(\sum_{i=1}^t a_i^2 - \frac{1}{4} t n^2 (t-1)^2 \right) / n t,$$

wobei n = Anzahl der Beurteiler

t = Anzahl der zu vergleichenden Reize

a_i = Spaltensummen der F-Matrix

Der Wert D_n wird mit einem Chi-Quadrat-Test auf Signifikanz überprüft. Die Anzahl der Freiheitsgrade ist durch $df = t - 1$ gegeben. Es gibt mindestens eine statistisch gesicherte Differenz in der Rangreihe der Reizobjekte, wenn der Chi-Quadrat-Test signifikant wird. Mit dem Verfahren DAVID's kann weiterhin auch die Unterscheidbarkeit zwischen den einzelnen Reizobjekten überprüft werden. Als Maß der überzufälligen Unterscheidbarkeit definiert DAVID (1969) einen kritischen Wert m_c :

$$(43) \quad m_c (5\%) = 1.96 \sqrt{\zeta} + 0.5$$

für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 0.05 und

$$(44) \quad m_c (1\%) = 1.65 \sqrt{\zeta} + 0.5$$

für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 0.01, wobei:

$$(45) \quad \zeta = \left(\frac{1}{2} n t \right)^{\frac{1}{2}}$$

Die Reizobjekte können dann signifikant voneinander unterschieden werden, wenn die Differenz zwischen zwei aufeinanderfolgenden Reizobjekten größer ist als der kritische Wert m_c .

Zum "Gesetz des kategorialen Urteils"

"Innerhalb der Psychometrie sind verschiedene Skalierungsmethoden entwickelt worden. Die fast allgemeine Ansicht geht dahin, daß diese verschiedenen Methoden bei der Beurteilung des gleichen Reizmaterials in der gleichen Urteilsdimension zu Meßwerten führen müssen, die zueinander in linearer Beziehung stehen. Diese lineare Beziehung wird zum Kriterium für die Angemessenheit der Skalierungsverfahren. Dieses Kriterium ist nur unter der Voraussetzung annehmbar, daß beim Urteilen nach den verschiedenen Methoden im Individuum die gleichen Urteilsprozesse ablaufen. Wenn jedoch die nur erschließbaren psychologischen Urteilsprozesse bei den einzelnen Methoden unterschiedlich ablaufen, verliert das Kriterium für diesen Vergleich an Relevanz.

Solche Unterschiede zwischen den Methoden des Paarvergleichs und der Rating-Skala scheint man erwarten zu dürfen. Fordert man eine Versuchsperson zur Beurteilung eines Reizes auf einer Rating-Skala auf, so muß sie sich die Urteilsdimension vergegenwärtigen und auf ihr die Position des Reizes bestimmen. Ein Vergleich mit anderen Reizen muß dabei nicht notwendigerweise vollzogen werden. In diesem Sinne ist das Urteil absolut, während es bei der Methode des Paarvergleichs in diesem Sinne relativ ist. Wir nehmen an, daß durch die verbale Kennzeichnung der Rating-Skala bei der Versuchsperson ein subjektives Referenzsystem angesprochen wird, das im idealen Fall mit dem vom Versuchsleiter intendierten völlig übereinstimmt. Der wesentliche Unterschied zwischen der Methode des Paarvergleichs und der Methode der Rating-Skala scheint unseres Erachtens in dem Ausmaß und der Art und Weise zu bestehen, wie beim Urteilsprozess dieses Referenzsystem angesprochen wird. BOCK und JONES (1968)

scheinen den Unterschied zwischen den beiden Methoden so zu sehen, als ob überhaupt nur bei der Methode der Rating-Skala dieses subjektive Bezugssystem angesprochen würde. Uns scheint die Annahme eines graduellen Unterschiedes angemessener, da auch beim Paarvergleich die Dimension des Urteiles wenigstens rudimentär als Dimension vergegenwärtigt werden muß und dann das individuelle Bezugssystem auch tangiert ist." (FEGER 1972, p.50 f.)

Da in unserer Untersuchung Beipackzettel u.a. hinsichtlich der subjektiv empfundenen Informationsmenge beurteilt werden sollten, wobei das individuelle Referenzsystem sicher eine zentrale Rolle spielt, erscheint es angebracht, die Beurteilung auch mit Hilfe von Rating-Skalen zu untersuchen, wobei sich auch die Möglichkeit eines Vergleiches mit den Urteilen ergibt, die nach der Methode des Paarvergleichs abgegeben wurden.

Der Beurteilungsprozeß läuft so ab, daß die Versuchspersonen jedes Reizobjekt hinsichtlich eines bestimmten Aspektes auf einer n-stufigen, in der Regel 7-stufigen, Rating-Skala einordnen müssen. Auch hierbei handelt es sich um eine indirekte auf Ordinalurteilen basierende Skaliermethode, wobei man die Skalenwerte wieder erst durch die Anwendung eines bestimmten Meßmodells erhält, wie hier z.B. des "law of categorical judgment".

Herleitung des "Gesetzes des kategorialen Urteils"

Beim "Gesetz des komparativen Urteils" wurden Paare von Reizobjekten miteinander verglichen und hinsichtlich eines bestimmten Aspekts beurteilt. Das "Gesetz des komparativen Urteils" läßt sich auch auf Ordinalrelationen zwischen Reizen und Kategoriengrenzen anwenden, wenn man berücksichtigt, daß nicht nur die Reaktionen auf einen Reiz variieren, sondern auch die Position der Kategoriengrenze auf dem Reaktionskontinuum sich von mal zu mal verändert. Zur Herleitung des "law of categorical judgment" ersetzen wir die Postulate, die dem "law of comparative judgment" zugrundeliegen, durch

die folgenden Annahmen:

"1. The psychological continuum of the subject can be divided into a specified number of ordered categories or steps.

2. Owing to various and sundry factors, a given category boundary is not necessarily always located at a particular point on the continuum. Rather, it also projects a normal distribution of positions on the continuum. Again, different category boundaries may have different mean locations and different dispersions.

3. The subject judges a given stimulus to be below a given category boundary whenever the value of the stimulus on the continuum is less than that of the category boundary. Essentially, this amounts to the assumption that the boundaries between adjacent categories behave like stimuli." (TORGERSOHN 1958, p.206)

Man ersetzt einfach S_k in (6) durch die modale Position der Kategoriengrenze t_g . Der Abstand der modalen Reaktion auf j von der modalen Position der Kategoriengrenze g ergibt sich dann nach folgender Formel:

$$(46) \quad t_g - S_j = X_{jg} (\Delta_j^2 + \Delta_g^2 - 2r_{jg}\Delta_j\Delta_g)^{1/2}$$

wobei $(j = 1, 2, \dots, n)$
 $(g = 1, 2, \dots, m)$

Dabei sind:

$m + 1$ die Anzahl der Kategorien,
 t_g die modale Position der g -ten Kategoriengrenze,
 Δ_g die Dispersion der g -ten Kategoriengrenze,
 r_{jg} die Korrelation zwischen den momentanen Positionen des Reizes j und der Kategoriengrenze g ,
 X_{jg} die "Normalabweichung" (unit normal deviate), die mit der Proportion korrespondiert, wie häufig Reiz j unterhalb der Kategoriengrenze g eingeordnet wurde.

Diesen Ausdruck bezeichnet man als "Gesetz des kategorialen

Urteils".

In dieser vollständigen Form ist das "Gesetz des kategorialen Urteils" nicht lösbar. Wenn n Reize in $m + 1$ Kategorien eingeordnet werden, haben wir als Unbekannte $2n$ Parameter der Reize, $2m$ Parameter der Kategoriengrenzen und mn Korrelationen. Zwei Parameter, der Ursprung und die Einheit der Skala, können arbiträr spezifiziert werden, d.h. wir haben $2(n + m - 1) + mn$ Unbekannte. Bekannt sind mn Gleichungen, so daß auch beim "Gesetz des kategorialen Urteils" vereinfachende Annahmen notwendig sind.

TORGERSON (1958) stellt auch hier vereinfachende Bedingungen und Klassen vor, um dieses Problem zu lösen. Es ergeben sich zwölf verschiedene Versionen des "law of categorical judgment", die in der folgenden Abbildung dargestellt sind.

	Condition A	Condition B	Condition C	Condition D
Assumptions	$r_{jg}\sigma_j\sigma_g = c$	$\sigma_g^2 = c$ $r_{jg} = 0$	$\sigma_j^2 = c$ $r_{jg} = 0$	$\sigma_j^2 = k_1$ $\sigma_g^2 = k_2$ $r_{jg} = r$
Class I (within individual)	$t_{jg} - s_j = x_{jg}(a_j^2 + b_g^2)^{1/2}$	$t_{jg} - s_j = x_{jg}a_j$	$t_{jg} - s_j = x_{jg}b_g$	$t_{jg} - s_j = x_{jg}c$
Class II (between individuals)	$t_{jg} - s_j = x_{jg}(a_j^2 + b_g^2)^{1/2}$	$t_{jg} - s_j = x_{jg}a_j$	$t_{jg} - s_j = x_{jg}b_g$	$t_{jg} - s_j = x_{jg}c$
Class III (mixed)	$t_{jg} - s_j = x_{jg}(a_j^2 + b_g^2)^{1/2}$	$t_{jg} - s_j = x_{jg}a_j$	$t_{jg} - s_j = x_{jg}b_g$	$t_{jg} - s_j = x_{jg}c$

Abb.10: Zweiwegklassifizierung spezieller Versionen des "law of categorical judgment" (aus: TORGERSON 1958, p. 209)

In unserem speziellen Fall haben wir nach der Bedingung B skaliert, d.h. wir haben die Annahme zugrundegelegt, daß $\hat{c}_g$ konstant für alle Werte von g ist und r_{jg} gleich Null.

$$(47) \quad \hat{c}_g^2 = c$$

$$(48) \quad r_{jg} = 0$$

Damit vereinfacht sich, wenn wir definieren $a_j^2 = \hat{c}_j^2 + c$ Gleichung (46) zu:

$$(49) \quad t_g - S_j = X_{jg} a_j$$

wobei $(j = 1, 2, \dots, n)$
 $(g = 1, 2, \dots, m)$

Das heißt, das "law of categorical judgment" ist lösbar geworden.

Ein entscheidender Vorteil der Skalierung nach dem "Gesetz des kategorialen Urteils" liegt in der Ökonomisierung der Datenerhebung, denn die Versuchsperson hat nicht $\binom{n}{2}$ Reizpaare zu beurteilen sondern nur nk binäre Entscheidungen zu treffen.

Zur Aufarbeitung der Ratings

Ausgehend von den Ratings der einzelnen Versuchspersonen bilden wir zunächst eine Häufigkeitsmatrix oder F-Matrix der Form $nm + 1$, die zeigt, wie häufig Reiz j in Kategorie g eingeordnet wurde, über alle Versuchspersonen. In jeder Zelle der F-Matrix steht also die beobachtete Häufigkeit, mit der Reiz j in Kategorie g eingeordnet wurde.

Aus der F-Matrix bilden wir nun die Φ -Matrix, deren Elemente ϕ_{jg}^i angeben, wie häufig der Reiz j unterhalb der g-ten Kategoriengrenze eingeordnet wurde. Es handelt sich also bei der Φ -Matrix um eine Matrix der kumulierten Frequenzen. Dabei gilt:

$$(50) \quad \phi'_{jg} = \sum_{g=1}^G f'_{jg}$$

Aus der Φ -Matrix wird nun wieder eine P-Matrix bestimmt, wobei das Element p'_{jg} die beobachtete Proportion darstellt, wie häufig der Reiz j unterhalb der g -ten Kategoriengrenze eingeordnet wurde.

Über die P-Matrix gelangen wir zur X-Matrix oder Z-Matrix, deren Elemente die "unit normal deviates" der korrespondierenden Elemente der P-Matrix sind. Die X-Matrix enthält die empirischen Schätzwerte x'_{jg} der theoretischen Werte x_{jg} des "Gesetzes des kategorialen Urteils".

"Die Annahme, daß die Reaktionen auf j sowie die Positionen der Kategoriengrenze g sich normalverteilen, braucht man - entgegen der Auffassung GUILFORD's (1938) - nicht als unüberprüfbar hinzunehmen. Obgleich man bei den indirekten Verfahren keine expliziten Reaktionsverteilungen erhält, muß auch eine Matrix Z von Distanzen zwischen Objekten und Kategoriengrenzen eine Reihe formaler Eigenschaften aufweisen (ähnlich wie eine Distanzmatrix), die hinreichend für den Nachweis der Normalverteilung sind. - Es ist zwar immer möglich, kumulierte Prozentanteile anhand der Normalverteilungsfunktion in Standardeinheiten zu transformieren. Die z-Werte werden die formalen Eigenschaften einer Distanzmatrix nur aufweisen, wenn die Annahme der Normalität zutrifft. Man kann sagen, daß die Annahme der Normalität verifizierbare Konsequenzen hat. Die Abstände eines Objektes i zu den Kategoriengrenzen g ($g = 1, 2, \dots k$) stehen in linearer Beziehung zu den Abständen des Objektes j zu eben diesen Kategoriengrenzen." (SIXTL 1967, p.225)

$$(51) \quad z_{ig} = a_{ji} z_{jg} + b_{ji} \quad \text{für} \quad g = 1, 2, \dots k$$

Für alle Paare von Objekten gilt diese Beziehung. Sie ist eine notwendige und hinreichende Bedingung, um die Existenz der Normalverteilung nachzuweisen (ADAMS & MESSICK 1958).

Zur Anpassungsgüte beim Modell des kategorialen Urteils

"Das geringe Ansehen, in dem Rating-Daten gegenüber Paarvergleich-Daten bei vielen Psychometrikern stehen, hat u.a. den Grund, daß für Rating-Daten ein dem Test von GULLIKSEN und TUKEY analoges Verfahren fehlt. Insbesondere erlauben Rating-Daten keine Prüfung auf Konsistenz wie etwa durch KENDALLs Konsistenzkoeffizienten, da auf einer Rating-Skala keine intransitiven Urteilssequenzen abgebildet werden können. Somit läßt sich also kein Test entwickeln, der dem χ^2 für Linearität bzw. Eindimensionalität entspricht, sofern fehlende Eindimensionalität aus zirkulären Triaden erschlossen wird." (FEGER 1972, p.86)

Die Ansicht, Intransitivitäten stellten einen Denkfehler dar, der auf "Irrationalität" beim Denken und Urteilen hinzuweisen schien, ist sicher bei komplexem Reizmaterial, wie es sicher Beipackzettel darstellen, psychologisch zu simpel. In diesem Fall sollte der Begriff der Rationalität vielleicht auch Kostenerwägungen zulassen, die "zirkuläre Triaden" als "kostensparende Approximationen" nicht unvernünftig oder irrational erscheinen ließen. "When the difficulty (or cost) of the evaluations and the consistency (or the error) of the judgments are taken into account, a model based on component-wise evaluations, for example, may prove superior to a model based on independent evaluation despite the fact that the former is not necessarily transitive while the latter is." (TVERSKY 1969, p.45)

Um den "goodness of fit" zwischen den empirisch gewonnenen und aufgrund des verwendeten Skaliermodells vorhergesagten Werten zu beschreiben, hat man sich mit einem rein deskriptiven "over-all-fit" - Index beholfen, der definiert ist als Quadratwurzel des arithmetischen Mittels der quadrierten Differenzen zwischen beobachteten und vorhergesagten Proportionen. Für psychophysikalische Studien berichteten EDWARDS und THURSTONE (1952) Indexwerte etwas unter 0.03. FEGER (1972) und KRAUCH, FEGER und OPGENOORTH (1970) finden bei komplexerem Reizmaterial deutlich höhere Indexwerte,

was vielleicht ein Ausdruck der Tatsache ist, "daß Menschen für die Beurteilung ihrer physikalischen Umwelt, wenigstens in unserer Kultur, über stabilere und ähnlichere Bezugsskalen verfügen, als bei der Einschätzung "sozialer", komplexerer Reize". (FEGER 1972, p.87)

Der eben vorgestellte Index gestattet, im Gegensatz zu dem χ^2 -Test für Diskrepanzen von GULLIKSEN und TUKEY, keinen statistischen Schluß auf die Zufälligkeit der Differenzen zwischen Skaliermodell und Empirie. Die Güte der Anpassung kann bei Rating-Daten inferenzstatistisch mit einem χ^2 -Test nach BOCK und JONES (1968) geprüft werden.

Der χ^2 - Test von BOCK & JONES

Um die Angemessenheit des "law of categorical judgment" in Bezug auf die empirisch erhobenen Daten zu prüfen wandten wir einen von BOCK und JONES (1968) angegebenen χ^2 -Test an, der darauf beruht, daß die Matrix der beobachteten Proportionen mit den vom "Modell des kategorialen Urteils" vorhergesagten Proportionen verglichen wird.

"The conformity of the observed proportions of response in each category, designated p_{jk} - $p_{j,k-1}$ with those derived from the model designated $\hat{p}_{jk}$ - $\hat{p}_{j,k-1}$, may be tested by computing a total χ^2 for the discrepancies between them:" (BOCK & JONES 1968, p.224)

$$(52) \quad \chi^2 = \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^{m-1} \frac{((p_{jk} - p_{j,k-1}) - (\hat{p}_{jk} - \hat{p}_{j,k-1}))^2 N_j}{(\hat{p}_{jk} - \hat{p}_{j,k-1}) N_j}$$

"To determine the degrees of freedom for the total χ^2 , we note that there are $n(m - 1)$ independent observed proportions (according to the assumptions stated above). From this total $2(n - 1)$ degrees of freedom are consumed by the estimates of μ_j and σ_j not determined by the estimates of τ_k , and $m - 1$ are consumed by the estimates of τ_k . Thus, the residual variation is on $(n - 1)(m - 3)$ degrees of freedom, and it is

necessary to use not less than four categories and two objects if the model is to be tested. The value of the total χ^2 indicates that the observations depart significantly from the model," (BOCK & JONES 1968, p.225)

In unserem Fall ist der χ^2 -Test von BOCK und JONES angemessen, den es liegen mehr als vier Kategorien und mehr als zwei Objekte zur Beurteilung vor.

Die Nullhypothese H_0 lautet: Es besteht keinerlei Unterschied zwischen empirischen und vorhergesagten Werten. Also müßte das Skaliermodell in unserem Fall alle Datenvarianz erklären, die Vorhersage müßte perfekt sein. "... this probably is too much to ask of any model." (ZINNES 1969, p.451)

Wie Formel (52) zeigt, werden die χ^2 -Komponenten aller Reize additiv zum Gesamt- χ^2 zusammengefaßt. Diese Addition ist nur gerechtfertigt, wenn die einzelnen Komponenten unabhängig voneinander sind, was nur dann der Fall ist, wenn die Urteile, auf denen sie basieren, voneinander unabhängig sind. Das muß aber bei der "multiple-judgment condition" nicht der Fall sein, so daß sich Abhängigkeiten dieser Art als Kontexteffekte äußern können, für die BECHTEL (1967) ein Prüfverfahren vorgelegt hat. Es handelt sich dabei um ein varianz-analytisches Verfahren, das bei signifikantem Wert des F-Tests für die Interaktion eine Aussage darüber zuläßt, daß ein Kontexteffekt vorliegt, also die Beurteilung eines Reizobjekts davon abhängt, mit welchem anderen Reizobjekt zusammen es zur Beurteilung vorgelegt wurde.

Für den χ^2 -Test nach BOCK und JONES wählen wir als Alpha-Niveau, das maximale Risiko, fälschlich die Nullhypothese H_0 zu verwerfen, die Irrtumswahrscheinlichkeit von 1%.

Zur internen Konsistenz der Daten beim Modell des kategorialen Urteils

Für Paarvergleichsdaten ermöglichte der Test von GULLIKSEN und TUKEY die Berechnung eines Indexes für die Reproduzierbarkeit der Ergebnisse. Für Daten, die mit Hilfe von Rating-Skalen erhoben wurden, gibt es kein vergleichbares

Verfahren. "Wenn auch nicht die Reproduzierbarkeit der Skalenwerte geprüft werden kann, so läßt sich doch die Zuverlässigkeit der Mittelwerte abschätzen. Es ist möglich, die interne Konsistenz der Daten zu bestimmen, und zwar über ein bei WINER (1962) angegebenes varianzanalytisches Verfahren. Die Bestimmung der internen Konsistenz ist als Methode zur Feststellung der Reproduzierbarkeit nicht mit den ... Konsistenzanalysen nach KENDALL zu verwechseln, die sich auf die logische Stimmigkeit von Urteilssequenzen beziehen. Die Voraussetzungen dieser Varianzanalyse, die auch als Generalisierbarkeitsstudie bezeichnet werden kann, sind bei GIESER et al. (1965) angegeben." (FEGER 1972, p.59)

"Every observation is to be regarded, therefore, as a sample from a universe of possible observations, any one of which might have satisfied the investigator. The subject's mean score over all these potential observations is his 'universe' score; this, if it were available, would be the ideal basis for interpretations or decisions. Since universe scores can only be inferred, it is necessary to know how well such inferences can be made from observed scores. Generalizability theory is concerned with this question. CRONBACH et al. have presented the theory for the one-facet universe. In this paper we extend the theory to multifacet universes." (GIESER et al. 1965, p.395 f.)

Für die Generalisierbarkeitsstudie werden das Fehlen von Positionseffekten und randomisierte Faktoren vorausgesetzt, wobei die zweite Voraussetzung von CRONBACH et al. (1963) für nicht besonders gravierend gehalten wird. Es spricht allerdings in unserer Untersuchung nichts gegen die Annahme, daß sowohl die Beipackzettel als auch die Versuchspersonen zufällig aus einer nicht näher zu spezifizierenden Population entnommen wurden. Reihenfolge- und Positionseffekte haben wir durch die randomisierte Darbietung der Beipackzettel weitgehend kontrolliert.

Die Varianzanalyse nach WINER

Für die Schätzung der Zuverlässigkeit oder der Reproduzierbarkeit der mit den Skalen erhobenen Befunde bietet sich die Bestimmung der internen Konsistenz nach WINER (1962) an, da sich auf diese Weise die instrumentale Reliabilität und die Leistungsfähigkeit des Meßinstrumentes kennzeichnen läßt, wie LIENERT (1967) ausführt. In dem Kapitel "Single-Factor Experiments Having Repeated Measures On The Same Elements" beschreibt WINER (1971) einführend den Problembereich. "In experimental work in the behavioral sciences the elements forming the statistical population are frequently people. Because of large differences in experience and background, the responses of people to the same experimental treatment may show relatively large variability. In many cases, much of this variability is due to differences between people existing prior to the experiment. If this latter source of variability can be separated from treatment effects and experimental error, then the sensitivity of the experiment may be increased. If this source of variability cannot be estimated, it remains part of the uncontrolled sources of variability and is thus automatically part of the experimental error. One of the primary purposes of experiments in which the same subject is observed under each of the treatments is to provide a control on differences between subjects." (WINER 1971, p.261)

Die Varianzanalyse nach WINER (1971) ermöglicht es, die Empfindlichkeit von Experimenten bezüglich der Reizeinflüsse zu erhöhen, indem die Varianz zu Lasten der Beurteiler ausgeschaltet wird. Die Gesamtvarianz wird aufgeteilt in die Varianz zwischen den Beurteilern und die Varianz innerhalb der Beurteiler. Die Varianz zwischen den Beurteilern ist die Abweichung der Beurteilungsmittelwerte vom Gesamtmittelwert. Die Varianz innerhalb der Beurteiler wird errechnet, indem man die Abweichungen jeder Beurteilung pro Beurteiler-mittelwert berechnet, jeder Beurteiler ist also seine eigene Kontrollperson. Durch pooling gelangt man zur Varianz inner-

halb der Beurteiler. Die Varianz innerhalb der Beurteiler wird aufgeteilt in die Varianz zu Lasten des Reizeffekts und die Restvarianz.

Der Meßwert einer Person i mit dem Meßinstrument j kann wie folgt repräsentiert werden:

$$(53) \quad X_{ij} = \pi_i + \eta_{ij}$$

Dabei sind:

X_{ij} der beobachtete Meßwert
 π_i der wahre Meßwert
 η_{ij} der Meßfehler

Es wird vorausgesetzt, daß π_i bei wiederholten Messungen mit demselben Meßinstrument konstant ist während der Meßfehler variieren kann und zwar unabhängig vom wahren Meßwert. Das heißt, die Axiome der klassischen Testtheorie sollen erfüllt sein.

Der Mittelwert von k Meßwiederholungen kann dann wie folgt repräsentiert werden:

$$(54) \quad \frac{\sum_j X_{ij}}{k} = \bar{P}_i = \pi_i + \eta_i$$

Eine schematische Abbildung einer Zufallsstichprobe von k Meßwiederholungen mit demselben Meßinstrument zeigt die folgende Tabelle.

Person	Comparable measurements						Total	Mean
	1	2	...	j	...	k		
1	X_{11}	X_{12}		X_{1j}		X_{1k}	P_1	$\bar{P}_1$
2	X_{21}	X_{22}		X_{2j}		X_{2k}	P_2	$\bar{P}_2$
.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.
i	X_{i1}	X_{i2}		X_{ij}		X_{ik}	P_i	$\bar{P}_i$
.	.	.		.		.	.	.
.	.	.		.		.	.	.
.	.	.		.		.	.	.
n	X_{n1}	X_{n2}		X_{nj}		X_{nk}	P_n	$\bar{P}_n$
Total	$\bar{T}_1$	$\bar{T}_2$	...	$\bar{T}_j$	...	$\bar{T}_k$	$\frac{P_n}{G}$	

Die Reliabilität von $\bar{P}_1$, dem Mittelwert der k Meßwiederholungen, ist definiert als:

$$(55) \quad \rho_k = \frac{\sigma_\pi^2}{\sigma_\pi^2 + \sigma_{\bar{\eta}}^2} = \frac{\sigma_\pi^2}{\sigma_\pi^2 + (\sigma_\eta^2/k)}$$

In Worten: Die Reliabilität des Mittelwerts der k Meßwiederholungen ist gleich der Varianz zu Lasten des wahren Meßwertes dividiert durch die Summe der Varianzen zu Lasten des wahren Meßwertes und des Meßfehlers.

Die weitere Ableitung dieses varianzanalytischen Modells neben einem Rechenbeispiel ist in dem Kapitel "Use of Analysis of Variance to Estimate Reliability of Measurements" (WINER 1971, p.283 ff.) beschrieben und soll deshalb hier nicht weiter ausgeführt werden. Nicht anwendbar ist dieses Modell der Varianzanalyse zur Bestimmung der Reliabilität, wenn die wahren Meßwerte von Messung zu Messung variieren, z.B. bei veränderten Reizdarbietungsbedingungen, was allerdings in der vorliegenden Untersuchung nicht der Fall war. "If, however, changes in the underlying true score are systematic and constant for all subjects, then adjustments for this change may be made by eliminating variation due to change from the within-subject variation." (WINER 1971, p.296)

Im Folgenden soll das experimentelle Design und die Operationalisierung der untersuchten Variablen in zwei von uns zu diesem Themenbereich durchgeführten Studien beschrieben werden. Beide Studien beziehen sich auf die Skalierung einiger für die Patienten-Compliance bedeutsamer Aspekte von Beipackzetteln.

Studie I

In dieser ersten Studie wurden acht - Beipackzetteln nachempfundene - Beschreibungen von Benzodiazepinpräparaten und anderen Psychopharmaka, die hinsichtlich der Anzahl der genannten Indikationen, Nebenwirkungen und Kontraindikationen variierten, einer Stichprobe von 50 Angestellten der Sparkasse Düsseldorf vorgelegt mit der Bitte, diese Texte jeweils hinsichtlich der in ihnen enthaltenen, subjektiv empfundenen Informationsmenge und des angstinduzierenden Aspektes auf einer 7-stufigen Rating - Skala und mittels Paarvergleich zu beurteilen. Die 50 Sparkassenangestellten, von denen 21 weiblichen und 29 männlichen Geschlechts waren, hatten ein Durchschnittsalter von 24 Jahren (Range: 18 bis 45 Jahre). Die Instruktionen lagen jeder Versuchsperson schriftlich vor (siehe: ANHANG) und waren in der Hinsicht ausreichend verständlich, daß keine Rückfragen grundsätzlicher Natur kamen. Es stellte auch keiner der Versuchsteilnehmer die Frage, was unter "Informationsmenge" zu verstehen sei. Dadurch können wir die Annahme schon teilweise als bestätigt ansehen, daß unter den Konzepten der Alltagssprache auch ein, zumindest intraindividuelles, Konzept von "Informationsmenge" besteht. Nachdem alle Versuchsteilnehmer eine Beschreibung der Untersuchung sowie die Texte gelesen hatten, wurden sie anhand von Beispielen mit der Paarvergleichsmethode und dem Rating vertraut gemacht.

Die statistische Analyse wurde mit Hilfe der auf p. 40 genannten, im Abschnitt METHODISCHE GRUNDLAGEN (p. 48 ff) explizierten Verfahren durchgeführt.

Ein Teil dieser Ergebnisse sind an anderer Stelle (SEELBACH 1979, 1979a) publiziert. Diese Untersuchung wurde dann mit 69 Versuchspersonen - Medizinstudenten der RUHR - UNIVERSITÄT BOCHUM im vorklinischen Studienabschnitt - repliziert. Die statistische Auswertung geschah nach den oben genannten Verfahren.

Studie II

In einer zweiten Studie wurden 9 Original - Beipackzettel drei verschiedenen Versuchspersonengruppen, die sich hinsichtlich ihrer medizinischen Vorkenntnisse unterschieden, zur Beurteilung vorgelegt. Bei der Gruppe A handelte es sich um 124 weibliche Versuchspersonen, die eine Ausbildung zur Pharmazeutisch-Technischen Assistentin absolvierten; bei der Gruppe B handelte es sich um 54 männliche und weibliche Medizinstudenten im vorklinischen Studienabschnitt der RUHR - UNIVERSITÄT BOCHUM und bei Gruppe C um 24 Versuchspersonen ohne medizinische Vorkenntnisse.

Zu beurteilendes Reizmaterial waren 9 Original - Beipackzettel von zur Zeit auf dem Arzneimittelmarkt befindlichen Präparaten, die sich hinsichtlich ihrer potentiellen Zielgruppe unterschieden. Dabei handelte es sich um die Beipackzettel von 3 Psychopharmaka (NOBRIUM^(R), LIBRIUM^(R) und APO-NAL^(R)), 3 Antibiotika (ISOCILLIN^(R), BENETAL^(R) und BACTRIM^(R)) und 3 Präparaten zur Langzeitbehandlung chronischer Krankheiten (DEPOT-INSULIN^(R), RIMIFON^(R) und NOVOTHYRAL^(R)).

Diese Beipackzettel sollten auf einer 7-stufigen Rating - Skala in Bezug auf die in ihnen enthaltene, subjektiv empfundene Informationsmenge, Verständlichkeit, Ausführlichkeit und eines eventuell vorhandenen angstinduzierenden Aspektes von den Versuchspersonen beurteilt werden. Ein weiterer Aspekt bezog sich auf die geäußerte Compliance, inwieweit sich der Beurteiler als potentieller Patient an die Anweisungen des Beipackzettels halten würde.

In dieser zweiten Studie wurden keine Paarvergleichsdaten erhoben. Zwei Gründe sind dafür zu nennen: erstens hatte sich

in Studie I gezeigt, daß die Skalenwerte nach dem Gesetz des komparativen und des kategorialen Urteils hoch positiv miteinander korrelierten; zum zweiten war das Reizmaterial komplexer und die Anzahl der nötigen Paarvergleichsurteile um 8 auf 36 erhöht, was von den Versuchspersonen vielleicht einen zu hohen Zeitaufwand gefordert hätte. Auch wäre sicher die Wahrscheinlichkeit zufälliger Urteile unter diesen Bedingungen angestiegen. In Studie II wurde also nur nach dem Gesetz des kategorialen Urteils skaliert, die Modellprüfungen wurden wie oben beschrieben durchgeführt.

Zur Kontrolle der internen Validität, daß die Reihenfolge des Reizmaterials keinen Effekt hat, wurde einem Teil der Gruppe B das Reizmaterial in veränderter Reihenfolge vorgelegt (Gruppe B' (N = 28)).

Der Versuchsablauf glich ansonsten dem der Studie I, das Versuchsmaterial ist im ANHANG dargestellt.

ERGEBNISSE DER STATISTISCHEN ANALYSEN

Studie I

Im Folgenden sollen die Ergebnisse der Skalierverfahren, sowie der Modellprüfungen dargestellt werden. Hinsichtlich des Aspektes "Informationsmenge", den wir sowohl nach Bedingung B als auch nach Bedingung C des Gesetzes des komparativen Urteils skalierten, ergaben sich folgende Skalenwerte und Dispersionen:

Text	Skalenwert Bed. B	Dispersion	Skalenwert Bed. C
A	-0.225	1.092	-0.091
B	1.551	1.431	0.652
C	0.817	1.115	0.398
D	0.937	0.707	0.580
E	0.725	0.851	0.405
F	-0.642	0.449	-0.452
G	-0.907	1.220	-0.415
H	-2.256	1.138	-1.076

Tab. 4: Skalenwerte nach Bedingung B und zugehörige Dispersionen sowie Skalenwerte nach Bedingung C

Die Skalierung nach Bedingung B wurde mit Hilfe des Programms "Komparatives Urteil" des Rechenzentrums der RWTH AACHEN durchgeführt. Es zeigt sich, daß die Versuchspersonen dem Text H die geringste und dem Text B die größte Informationsmenge zuschreiben. Wegen der großen Varianz der Dispersionen erscheint Bedingung C mit der Annahme gleicher Streuungen der Reaktionsverteilungen für unsere Daten nicht angemessen. Vielmehr erweist es sich als gerechtfertigt, nach Bedingung B zu skalieren. In Analogie zu FEGER (1972) wurde ein Produkt-Moment-Korrelationskoeffizient r_{xy} berechnet, "um

eine deskriptive Aussage über den Grad der Ähnlichkeit der Skalenwerte nach Bedingung B und C zu erleichtern". (FEGER 1972, p. 37) Sein Wert von $r_{xy} = 0.991$ ist als sehr zufriedenstellend zu bezeichnen.

Wir gehen davon aus, daß sich die mit unserer Versuchsanordnung gewonnen Daten skalieren lassen. Damit ist natürlich noch nicht die Frage beantwortet, ob das angewendete Skaliermodell, d.h. das "law of comparative judgement" mit seinen Annahmen den Daten entspricht. Es interessiert uns zunächst, ob die Versuchspersonen nur Urteile, die eindimensional re-präsentierbar sind über die Informationsmenge der Texte abgegeben haben; oder anders gefragt: Läßt sich die Datenvarianz durch das lineare Skaliermodell wirklich erklären? Zur Beantwortung der Frage, inwieweit die empirisch ermittelten Proportionen der Dominanzurteile der Versuchspersonen den durch das zugrundeliegende Skaliermodell vorausgesagten theoretischen Proportionen folgen, steht uns der GULLIKSEN & TUKEY - Test zur Verfügung. (siehe: p. 59 ff) Für die Skalierung nach Bedingung B ergaben sich folgende Quadratsummen:

$$S_T = 5.833 \quad (\text{Total})$$

$$S_L = 5.663 \quad (\text{lineare Komponente})$$

$$S_D = 0.136 \quad (\text{Diskrepanzen})$$

$$S_L + S_D = 5.799$$

Die entsprechenden mittleren Quadrate betragen:

$$T = 0.208 \quad (\text{Totales mittleres Quadrat})$$

$$D = 0.006 \quad (\text{Mittleres Quadrat der Diskrepanzen})$$

$$L = 0.809 \quad (\text{Mittleres Quadrat der linearen Komponente})$$

Für die entsprechenden Prüfgrößen ergaben sich folgende Chi -

Quadrat - Werte:

$$\chi^2_{\text{T}} = 291.65 \quad df = 28$$

$$\chi^2_{\text{L}} = 283.15 \quad df = 7$$

$$\chi^2_{\text{T-D}} = 284.85 \quad df = 7$$

$$\chi^2_{\text{D}} = 6.80 \quad df = 14$$

Die ersten drei Chi-Quadrat - Werte sind bei der gewählten Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 1\%$ signifikant. Das heißt, es besteht eine statistisch zu sichernde Tendenz zur unterschiedlichen Beurteilung der Reize und die Reizobjekte sind linear skalierbar. Der χ^2_{D} - Wert ist bei gegebenem α - Niveau von 1% nicht signifikant, das heißt, die Diskrepanzen zwischen empirischen und reproduzierten Daten entstehen durch Zufall. Es ist also Transitivität gegeben und es kann eindimensional skaliert werden.

Bezüglich der Skalierbarkeitsindices ergaben sich folgende Werte:

$$1^{\text{r}}_{\text{R}} = 0.965$$

$$2^{\text{r}}_{\text{R}} = 0.971$$

Das Gesetz des komparativen Urteils ist unserer Datenmatrix angemessen, es besteht annähernd vollkommen lineare Skalierbarkeit und Fehlerfreiheit. Der Reproduzierbarkeitsindex r_b nahm folgenden Wert an:

$$r_b = 0.904$$

Bei gegebener Skalierbarkeit des Aspektes "Informationsmenge" prüften wir dann die intraindividuelle Urteilskonsistenz über KENDALL's Konsistenzkoeffizienten "Zeta". Bei acht zu beurteilenden Texten sind maximal 20 zirkuläre Triaden

möglich. Die genauen Ergebnisse der Konsistenzanalyse zeigt Tabelle 5.

Konsistenz- koeffizient	Anzahl der zirk. Triaden	N
1.000	0	15
0.950	1	7
0.900	2	5
0.850	3	4
0.800	4	4
0.750	5	4
0.700	6	5
0.650	7	1
0.600	8	3
0.550	9	2

Tab. 5: Ergebnisse der Konsistenzanalyse nach KENDALL
(N: Anzahl der Versuchspersonen, die eine entsprechende Anzahl zirkulärer Triaden erzielten)

Der kritische Chi-Quadrat - Wert bei einer vorgegebenen Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 5\%$ beträgt 32,62 und entspricht einem Zeta - Wert von 0,600. Das heißt, für zwei Versuchspersonen mußten wir unsere Nullhypothese H_0 aufrecht erhalten und annehmen, die transitiven Urteile entstehen durch Zufall. (siehe: Gleichung 36)

Schließlich führten wir, von den individuellen Dominanzmatrizen ausgehend, den Q-Test von COCHRAN (1950) durch, der die Nullhypothese H_0 , daß die N Urteilsstichproben derselben Grundgesamtheit entstammen, überprüft. Nach Gleichung 41 ergab sich ein Q-Wert von 118,58, ein Wert, der bei 49 Freiheitsgraden und einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 5\%$ signifikant ist. Die Nullhypothese H_0 mußte zurückgewiesen werden, unsere 50 Urteilsstichproben entstammten nicht derselben Grundgesamtheit.

Hinsichtlich der Unterscheidbarkeit der Reizobjekte, hier der Beipackzettel, wandten wir das Verfahren von DAVID (1969)

an. (siehe: Gleichung 42) Es ergab sich ein Prüfwert von:

$$D_n = 425,14$$

Bei $df = t - 1 = 7$ Freiheitsgraden ist D_n bei der gewählten Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 5\%$ signifikant. Es besteht also mindestens eine statistisch gesicherte Differenz in der Rangreihe der Texte. Tabelle 6 zeigt die Ergebnisse des DAVID - Verfahrens.

Text	Spaltensumme	Differenz
H	44	72
G	116	0
F	116	45
A	161	65
E	226	2
C	228	18
D	246	17
B	263	

Tab. 6: Ergebnisse des Verfahrens nach DAVID (1969)
hinsichtlich des Aspektes "Informationsmenge"

Die kritische Differenz m_c für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 5\%$ betrug 23,83. Das heißt, die Versuchspersonen konnten die Texte G - F, E - C, C - D und D - B nicht signifikant voneinander unterscheiden.

Hinsichtlich des angstinduzierenden Aspektes der Texte, den wir ebenfalls nach Bedingung B und nach Bedingung C des Gesetzes des komparativen Urteils skalierten, ergaben sich die in Tabelle 7 dargestellten Skalenwerte und Dispersionen. Die Skalierung nach Bedingung B wurde wieder mit Hilfe des Pro-

gramms "Komparatives Urteil" des Rechenzentrums der RWTH AACHEN durchgeführt.

Text	Skalenwert Bed. B	Dispersion	Skalenwert Bed. C
A	-2.026	1.184	-0.926
B	2.688	1.689	1.026
C	1.090	0.954	0.577
D	0.275	0.430	0.195
E	-1.619	1.046	-0.809
F	0.130	0.835	0.087
G	1.011	0.805	0.602
H	-1.498	1.055	-0.752

Tab. 7: Skalenwerte nach Bedingung B und zugehörige Dispersionen sowie Skalenwerte nach Bedingung C (angstinduzierender Aspekt der Texte)

Die dargestellten Ergebnisse der Skalierung zeigen, daß die Versuchspersonen Text A den geringsten und Text B den größten angstinduzierenden Aspekt zuschreiben. Die Skalierung nach Bedingung B erbrachte bis auf eine Vertauschung von Text G und C die gleiche Reihenfolge der Skalenwerte wie Bedingung C. Wegen der großen Varianz der Dispersionen, erscheint auch hier Bedingung C mit der Annahme gleicher Streuungen der Reaktionsverteilungen für unsere Daten nicht angemessen. Der Produkt-Moment-Korrelationskoeffizient r_{xy} zwischen den nach Bedingung B und Bedingung C bestimmten Skalenwerten war mit $r_{xy} = 0.99$ ebenfalls sehr zufriedenstellend.

Zur Prüfung des "goodness of fit" zwischen den empirisch gewonnenen Daten und dem Skalierungsmodell führten wir auch hier den GULLIKSEN & TUKEY - Test durch. Für die Skalierung nach Bedingung B ergaben sich folgende Quadratsummen:

$$S_T = 8.244 \quad (\text{Total})$$

$$S_L = 8.126 \quad (\text{lineare Komponente})$$

$$S_D = 0.087 \quad (\text{Diskrepanzen})$$

$$S_L + S_D = 8.213$$

Die entsprechenden mittleren Quadrate betragen:

$$T = 0.294 \quad (\text{Totales mittleres Quadrat})$$

$$D = 0.004 \quad (\text{Mittleres Quadrat der Diskrepanzen})$$

$$L = 1.161 \quad (\text{Mittleres Quadrat der linearen Komponente})$$

Für die entsprechenden Prüfgrößen ergaben sich folgende Chi - Quadrat - Werte:

$$\chi^2_T = 412.20 \quad df = 28$$

$$\chi^2_L = 406.30 \quad df = 7$$

$$\chi^2_{T-D} = 407.85 \quad df = 7$$

$$\chi^2_D = 4.35 \quad df = 14$$

Die ersten drei Chi-Quadrat - Werte sind bei der gewählten Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 1\%$ auch hinsichtlich des untersuchten angstinduzierenden Aspekts signifikant. Der χ^2_D - Wert ist nicht signifikant, die Diskrepanzen zwischen empirischen und reproduzierten Daten entstehen durch Zufall.

Bezüglich der Skalierbarkeitsindices ergaben sich folgende Werte:

$$1^r_R = 0.984$$

$$2^r_R = 0.986$$

Das Gesetz des komparativen Urteils ist auch dieser Datenmatrix angemessen, es besteht annähernd vollkommen lineare

Skalierbarkeit. Der Reproduzierbarkeitsindex r_b nahm folgenden Wert an:

$$r_b = 0.932$$

Wir können also die Skalierbarkeit des angstinduzierenden Aspektes voraussetzen und prüfen nun die Urteilkonsistenz. Die Ergebnisse der Konsistenzanalyse zeigt Tabelle 8.

Konsistenz- koeffizient	Anzahl der zirk. Triaden	N
1.000	0	20
0.950	1	11
0.900	2	8
0.850	3	1
0.800	4	2
0.750	5	2
0.700	6	-
0.650	7	2
0.600	8	-
0.550	9	3
0.500	10	-
0.450	11	-
0.400	12	-
0.350	13	-
0.300	14	1

Tab. 8: Ergebnisse der Konsistenzanalyse nach KENDALL
(N: Anzahl der Versuchspersonen, die eine entsprechende Anzahl zirkulärer Triaden erzielten)

Wie wir sehen wurden von keiner Versuchsperson mehr als 14 inkonsistente Urteile abgegeben. Der kritische Chi-Quadrat - Wert bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 5\%$ beträgt auch hier 32.62, d.h. bei 4 Versuchspersonen müssen wir annehmen, daß die transitiven Urteile durch Zufall entstehen.

Der Q-Test von COCHRAN (1950) ergab einen Q-Wert von 100.37.

Dieser Wert ist bei 49 Freiheitsgraden und einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 5\%$ signifikant, d.h. die Nullhypothese H_0 mußte zurückgewiesen werden.

Das Verfahren nach DAVID (1969) ergab folgenden Prüfwert:

$$D_n = 570.30$$

Auch dieser Wert ist bei gegebenem α -Niveau von 5% überzufällig, es besteht also mindestens eine statistisch gesicherte Differenz in der Rangreihe der Texte. Tabelle 9 zeigt die Ergebnisse des DAVID - Verfahrens.

Text	Spaltensumme	Differenz
A	64	
E	78	14
H	83	5
F	186	103
D	194	8
C	245	51
G	248	3
B	302	54

Tab. 9: Ergebnisse des Verfahrens nach DAVID (1969)
hinsichtlich des angstinduzierenden Aspektes

Die kritische Differenz m_c bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 5\%$ betrug, wie wir gesehen hatten, 23.83. Das heißt, die Versuchspersonen konnten die Texte A - E, E - H, F - D und C - G nicht signifikant voneinander unterscheiden.

Die Häufigkeitsmatrizen der Form $n \times n$ über die individuellen Dominanzmatrizen hinsichtlich der beiden skalierten Aspekte sind im ANHANG dargestellt.

Soweit die Ergebnisse der Studie I in Bezug auf die Skalierung nach dem Gesetz des komparativen Urteils. Beide interessierenden Aspekte wurden sodann nach dem Gesetz des kategorialen Urteils skaliert, was uns einen Vergleich beider Methoden erlaubt. Tabelle 10 zeigt die nach Bedingung B (siehe: p. 73) gewonnenen Skalenwerte hinsichtlich des Aspektes "Informationsmenge".

Text	Skalenwert Bed. B	Dispersion
A	-0.10	1.15
B	-0.83	0.99
C	-0.43	1.46
D	-0.54	1.16
E	-0.38	1.42
F	0.51	1.21
G	0.25	1.15
H	1.54	1.02

Tab. 10: Skalenwerte nach Bedingung B und zugehörige Dispersionen (Informationsmenge)

Tabelle 11 zeigt die entsprechenden Kategoriengrenzen und Kategorienweiten.

Kategorie	Kategorien- grenze	Kategorien- weite
1	-1.45	0.51
2	-0.94	
3	-0.36	0.58
4	0.10	
5	0.67	0.46
6	1.50	

Tab. 11: Kategoriengrenzen und Kategorienweiten

Auch bei der Skalierung nach dem Gesetz des kategorialen Urteils zeigte sich, daß die Versuchspersonen dem Text H die geringste und dem Text B die größte Informationsmenge zuschreiben. Um die Angemessenheit des "law of categorical judgment" in Bezug auf die empirisch erhobenen Daten zu prüfen wandten wir den χ^2 - Test nach BOCK & JONES (1968) an. Das Verfahren ist auf p. 77 f. beschrieben. Der χ^2 - Wert betrug 51.09, ein Wert, der bei 28 Freiheitsgraden und einer gewählten Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 1\%$ nicht signifikant ist. Es besteht kein Unterschied zwischen empirischen und vorhergesagten Werten, das Skaliermodell (law of categorical judgment) erklärt die Datenvarianz.

Hinsichtlich des angstinduzierenden Aspektes der Texte ergaben sich folgende Skalenwerte:

Text	Skalenwert Bed. B	Dispersion
A	1.27	0.96
B	-1.45	0.96
C	-0.56	1.37
D	-0.24	1.48
E	0.81	1.28
F	0.18	1.08
G	-0.88	0.88
H	0.87	1.07

Tab. 12: Skalenwerte nach Bedingung B und zugehörige Dispersionen (angstinduzierender Aspekt)

Die Skalenwerte zeigen, daß die Versuchspersonen dem Text A den geringsten und dem Text B den größten angstinduzierenden Aspekt zuschreiben. Tabelle 16 zeigt synoptisch die nach beiden Skalierverfahren gewonnenen Skalenwerte; zur besseren Übersicht sind die Rangreihen der Skalenwerte angegeben. Die entsprechenden Kategoriengrenzen und Kategorienweiten sind in der Tabelle 13 dargestellt.

Kategorie	Kategorien- grenze	Kategorien- weite
1	-1.44	
2	-0.63	0.81
3	-0.02	0.61
4	0.47	0.49
5	0.89	0.42
6	1.57	0.68

Tab. 13: Kategoriengrenzen und Kategorienweiten

Zur Prüfung des "goodness of fit" zwischen empirisch gewonnenen Daten und verwendetem Skaliermodell wandten wir auch hier den χ^2 - Test nach BOCK & JONES (1968) an. Es ergab sich ein Gesamt - χ^2 - Wert von 30.88. Bei 28 Freiheitsgraden und einem kritischen χ^2 - Wert von 56.89 (α -Niveau = 1%) ist dieser Wert nicht signifikant, d.h. das Gesetz des kategorialen Urteils ist unseren Daten angemessen.

Abschließend seien die Ergebnisse der Konsistenzanalyse nach WINER (1971) angegeben. Hinsichtlich des Aspektes "Informationsmenge" zeigte die ANOVA folgende Ergebnisse.

	SS	df	MS
Ss	118.26	49	2.41
Reize	477.88	7	68.26
Rest	626.62	343	1.82

Tab. 14: Ergebnisse der Varianzanalyse
(Informationsmenge)

Es ergibt sich ein F - Wert von 37.50, der kritische F - Wert bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 1\%$ beträgt 7.2. Wir müssen also unsere Nullhypothese H_0 , daß kein signifikanter

Einfluß der Reize besteht, zurückweisen. Beim angstinduzierenden Aspekt fanden wir die in Tabelle 15 wiedergegebenen Werte.

	SS	df	MS
Ss	105,80	49	2,15
Reize	695,87	7	99,41
Rest	616,49	343	1,79

Tab. 15: Ergebnisse der Varianzanalyse
(angstinduzierender Aspekt)

Der errechnete F-Wert von 55,54 ist bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 1\%$ ebenfalls signifikant, es besteht ein überzufälliger Einfluß der Reize bei der Beurteilung.

Die nach beiden Skalierverfahren gewonnenen Skalenwerte sowie ihre Rangreihen sind zur besseren Übersichtlichkeit in Tabelle 16 noch einmal dargestellt.

	I		II		III		IV	
Text	I _{ko}	R	A _{ko}	R	I _{ka}	R	A _{ka}	R
A	-0,225	5	-2,026	8	-0,10	5	1,27	8
B	1,551	1	2,688	1	-0,83	1	-1,45	1
C	0,817	3	1,090	2	-0,43	3	-0,56	3
D	0,937	2	0,275	4	-0,54	2	-0,24	4
E	0,725	4	-1,619	7	-0,38	4	0,81	6
F	-0,642	6	0,130	5	0,51	7	0,18	5
G	-0,907	7	1,011	3	0,25	6	-0,88	2
H	-2,256	8	-1,498	6	1,54	8	0,87	7

I _{ko} :	Informationsmenge skaliert nach dem Gesetz des komparativen Urteils
A _{ko} :	Angstinduzierender Aspekt skaliert nach dem Gesetz des komparativen Urteils
I _{ka} :	Informationsmenge skaliert nach dem Gesetz des kategorialen Urteils
A _{ka} :	Angstinduzierender Aspekt skaliert nach dem Gesetz des kategorialen Urteils
R:	Zur besseren Übersichtlichkeit sind die Rangreihen der Skalenwerte angegeben

Tab. 16: Skalenwerte der Texte nach beiden angewandten Skalierverfahren sowie zugehörige Rangreihen

Bei der Replikation dieser Studie I mit 69 Medizinstudenten der RUHR - UNIVERSITÄT BOCHUM im vorklinischen Studienabschnitt ergaben sich bei der Skalierung der beiden interessierenden Aspekte nach Bedingung B folgende Skalenwerte.

Text	Skalenwert Bed. B	Skalenwert Bed. B
A	0.568	2.753
B	-1.452	-2.988
C	-0.607	-1.048
D	-0.524	-0.392
E	-0.063	1.697
F	1.772	-0.446
G	-1.387	-1.310
H	1.684	1.734

Tab. 17: Skalenwerte nach Bedingung B des Gesetzes des komparativen Urteils
(1.Spalte: Informationsmenge, 2.Spalte: angst-induzierender Aspekt)

Das Gesetz des komparativen Urteils war auch hier, wie der GULLIKSEN & TUKEY - Test zeigte, dem Datenmaterial angemessen. Der Reproduzierbarkeitsindex r_0 nahm beim Aspekt "Informationsmenge" den Wert 0.965 und beim angstinduzierenden Aspekt den Wert 0.981 an.

Da die zu definierende Dominanzrelation arbiträr ist und in dieser Untersuchung der Zeilenreiz über den Spaltenreiz dominierte (siehe: p. 56 f.) sind die inhaltlichen Bedeutungen der Skalenwerte so zu interpretieren, daß die Versuchspersonen hier dem Text B die größte "Informationsmenge" und den größten angstinduzierenden Aspekt zuschrieben. Im Hinblick auf die anderen Skalenwerte gilt das Entsprechende. Soweit die Ergebnisse der Studie I.

Studie II

In dieser zweiten Studie interessierte die Übertragbarkeit der gefundenen Ergebnisse auf Original - Beipackzettel. Wie im Abschnitt EMPIRISCHE UNTERSUCHUNGEN beschrieben, wählten wir als Beurteilungsmaterial 9 Original - Beipackzettel, die hinsichtlich fünf Aspekten von den Stichproben beurteilt werden sollten. Wir skalierten aus den auf p. 84 ff genannten Gründen nur mit Hilfe des "law of categorical judgment". Die Skalenwerte nach Bedingung B hinsichtlich des Aspektes "Informationsmenge" für die einzelnen Stichproben zeigt Tabelle 18.

Text	Skalenwerte Gruppe A	Skalenwerte Gruppe B	Skalenwerte Gruppe B'	Skalenwerte Gruppe C
1	0,031	0.602	0.587	0,228
2	0,127	-0.378	-0.695	0,071
3	0,041	-0.075	0.096	0,159
4	1,019	-0.654	0.081	0,684
5	-0,918	-0.234	-0.195	-0,569
6	-0,072	0.028	0.419	0,126
7	-0,681	0.745	0.262	-0,950
8	0,098	0.229	-0.757	-0,054
9	0,355	-0.263	0.202	0,305

Tab. 18: Skalenwerte nach Bedingung B
(Aspekt: Informationsmenge)

Die Skalenwerte sind so zu interpretieren, daß dem größten negativen Wert die höchste Informationsmenge zugeschrieben wurde. Die anderen Skalenwerte sind entsprechend zu interpretieren.

Zur Prüfung der Modellangemessenheit verwendeten wir auch hier den χ^2 - Test nach BOCK & JONES (1968), der auf p. 77 f. beschrieben ist. Tabelle 19 gibt die χ^2 - Werte und Gesamt - χ^2 - Werte wieder. Bei der Skalierung der übrigen Aspekte sollen dann jeweils nur noch die Gesamt - χ^2 - Werte ange-

geben werden.

Text	Gruppe A	Gruppe B	Gruppe B'	Gruppe C
1	14.82	7.73	6.29	3.29
2	5.34	0.63	2.40	2.53
3	7.78	0.70	1.92	4.30
4	9.52	1.74	2.21	8.22
5	4.18	2.55	3.26	0.88
6	0.80	4.29	2.56	2.60
7	4.56	10.07	12.34	0.12
8	3.48	6.86	4.02	1.78
9	7.01	3.68	2.12	1.33
	57.49	38.25	37.12	25.05

Tab. 19: χ^2 - Werte und Gesamt - χ^2 - Werte der Stichprobengruppen
(Aspekt: Informationsmenge)

Bei 32 Freiheitsgraden und einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 1\%$ ergibt sich ein kritischer χ^2 - Wert von 62.49, d.h. die Nullhypothese, daß keinerlei Unterschied zwischen empirischen und vorhergesagten Werten besteht, muß für alle Gruppen beibehalten werden. Das Gesetz des kategorialen Urteils ist unseren Daten angemessen.

Auf den beiden folgenden Seiten sind die mit Hilfe des Gesetzes des kategorialen Urteils gefundenen Skalenwerte der übrigen untersuchten Aspekte über alle Stichprobengruppen angegeben. Bezüglich des Aspektes "Verständlichkeit" ist der größte negative Skalenwert inhaltlich so zu interpretieren, daß dem entsprechenden Beipackzettel die beste Verständlichkeit zugeschrieben wurde. Beim "angstinduzierenden Aspekt" bedeutet der größte negative Skalenwert inhaltlich die größte Angstinduktion, beim Aspekt "Ausführlichkeit" den ausführlichsten Beipackzettel aus der Sicht der Beurteiler. Hinsichtlich des Aspektes der "geäußerten Compliance" bedeutet der größte nega-

Text	Skalenwerte Gruppe A	Skalenwerte Gruppe B	Skalenwerte Gruppe B'	Skalenwerte Gruppe C
1	0.265	-0.144	-0.420	0.285
2	-0.270	0.796	0.361	-0.268
3	0.304	-0.184	-0.012	0.221
4	-0.142	-0.182	0.191	-0.067
5	-0.135	-0.263	0.077	-0.069
6	0.808	0.042	0.006	0.872
7	-0.686	-0.101	0.324	-0.609
8	-0.363	0.009	-0.624	-0.425
9	0.217	0.025	0.098	0.061

Tab. 20: Skalenwerte nach Bedingung B
(Aspekt: Verständlichkeit)

Text	Skalenwerte Gruppe A	Skalenwerte Gruppe B	Skalenwerte Gruppe B'	Skalenwerte Gruppe C
1	0.217	0.649	0.155	0.196
2	0.557	-0.652	-0.361	0.603
3	0.064	0.169	0.099	-0.185
4	-0.507	0.148	0.201	0.245
5	-0.515	0.380	-0.115	-0.301
6	-0.363	0.080	0.163	-0.904
7	-0.048	-0.130	0.073	-0.116
8	0.391	-0.453	-0.441	0.281
9	0.204	-0.191	0.226	0.181

Tab. 21: Skalenwerte nach Bedingung B
(Aspekt: Angst)

Text	Skalenwerte Gruppe A	Skalenwerte Gruppe B	Skalenwerte Gruppe B'	Skalenwerte Gruppe C
1	0.003	0.505	0.794	0.010
2	0.371	-0.815	-0.916	0.154
3	0.080	0.353	0.216	0.405
4	1.290	-0.553	0.016	1.105
5	-1.318	-0.102	-0.190	-0.568
6	-0.288	0.194	0.311	-0.617
7	-0.667	0.814	0.246	-0.864
8	0.134	-0.350	-0.561	0.036
9	0.395	-0.047	0.084	0.339

Tab. 22: Skalenwerte nach Bedingung B
(Aspekt: Ausführlichkeit)

Text	Skalenwerte Gruppe A	Skalenwerte Gruppe B	Skalenwerte Gruppe B'	Skalenwerte Gruppe C
1	-0.285	0.778	0.391	-0.155
2	0.560	-0.241	-0.402	0.436
3	-0.152	-0.051	0.577	0.188
4	0.046	-1.493	-0.209	0.165
5	0.230	-0.081	0.649	0.260
6	-0.203	1.001	0.922	-0.263
7	-0.987	-0.594	-0.071	-1.063
8	0.579	0.704	-1.529	0.369
9	0.211	-0.025	-0.328	0.064

Tab. 23: Skalenwerte nach Bedingung B
(Aspekt: geäußerte Compliance)

tive Skalenwert die größte geäußerte Bereitschaft, sich an die im entsprechenden Beipackzettel formulierten Anweisungen zu halten.

Den "goodness of fit" zwischen empirischen Daten und angewandtem Skaliermodell prüften wir hinsichtlich aller untersuchten Aspekte wiederum mit dem bei BOCK & JONES (1968) angegebenen χ^2 - Test. Die folgende Tabelle 24 gibt die Gesamt - χ^2 - Werte für alle Stichproben und alle untersuchten Aspekte an.

Aspekt	Gruppe A	Gruppe B	Gruppe B'	Gruppe C
I	57.49	38.25	37.12	25.05
V	60.58	49.83	22.72	34.25
A	51.11	30.30	29.66	28.83
A'	62.03	35.94	48.69	25.61
C	38.60	13.66	17.35	15.32

Tab. 24: Gesamt - χ^2 - Werte für alle Stichproben und alle untersuchten Aspekte
(Aspekte: I - Informationsmenge, V - Verständlichkeit, A - angstinduzierender Aspekt, A' - Ausführlichkeit, C - geäußerte Compliance)

Bei 32 Freiheitsgraden und einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 1\%$ ergibt sich ein kritischer χ^2 - Wert von 62.49. Sämtliche Gesamt - χ^2 - Werte liegen unter diesem kritischen Wert. Wir behalten die entsprechenden Nullhypothesen H_0 bei: alle Aspekte sind bei allen Stichproben eindimensional skalierbar mit Hilfe des Gesetzes des kategorialen Urteils, es bestehen keinerlei Unterschiede zwischen den jeweiligen empirischen und reproduzierten Werten.

Im Abschnitt ZUR FORMULIERUNG DER INHALTLICHEN HYPOTHESEN hatten wir einige Annahmen über die korrelativen Zusammenhänge der untersuchten Aspekte dargestellt. So erwarteten wir eine positive Korrelation zwischen der Informationsmenge und dem angstinduzierenden Aspekt von Beipackzetteln, eine negative Korrelation zwischen der Verständlichkeit und dem angst-

induzierenden Aspekt und eine nicht signifikant von $r_{xy} = 0$ verschiedene Korrelation zwischen der Verständlichkeit und der geäußerten Compliance. Da wir nach unseren Meß- und Skalierprozeduren davon ausgehen können, daß unsere auf Ordinalskalenniveau erhobenen Daten intervallskaliertes Niveau haben, wählten wir zur Berechnung den BRAVAIS - PEARSON - Korrelationskoeffizienten. Den Korrelationskoeffizienten r_{xy} erhalten wir, indem die Kovarianz zweier Variablen durch das Produkt der Standardabweichungen der Variablen ($S_x \times S_y$) dividiert wird.

$$(56) \quad r_{xy} = \frac{\text{cov}(x, y)}{S_x S_y}$$

Die Division der Kovarianz durch das Produkt der Standardabweichungen hat zur Folge, daß Maßstabs- bzw. Streuungsunterschiede zwischen den Variablen kompensiert werden.

Es ergaben sich folgende Korrelationskoeffizienten zwischen der Informationsmenge und dem angstinduzierenden Aspekt:

$$r_{xy} = 0.12 \quad \text{Gruppe A}$$

$$r_{xy} = 0.20 \quad \text{Gruppe B}$$

$$r_{xy} = 0.92 \quad \text{Gruppe B'}$$

$$r_{xy} = 0.25 \quad \text{Gruppe C}$$

Zwischen der Verständlichkeit und dem angstinduzierenden Aspekt ergaben sich folgende Korrelationskoeffizienten:

$$r_{xy} = -0.21 \quad \text{Gruppe A}$$

$$r_{xy} = -0.75 \quad \text{Gruppe B}$$

$$r_{xy} = 0.24 \quad \text{Gruppe B'}$$

$$r_{xy} = -0.63 \quad \text{Gruppe C}$$

Zwischen der Verständlichkeit und der geäußerten Compliance ergaben sich folgende Korrelationskoeffizienten:

$$r_{xy} = 0.02 \quad \text{Gruppe A}$$

$$r_{xy} = 0.05 \quad \text{Gruppe B}$$

$$r_{xy} = 0.31 \quad \text{Gruppe B'}$$

$$r_{xy} = 0.07 \quad \text{Gruppe C}$$

Der Korrelationskoeffizient r_{xy} der Skalenwerte des Informations- und des Ängstlichkeitsaspekts, skaliert nach dem Gesetz des komparativen Urteils (siehe: Tab. 4 und Tab. 7) in Studie I betrug $r_{xy} = 0.59$, was einem Determinationskoeffizienten r^2 von 35 entspricht. Der Determinationskoeffizient r^2 gibt den prozentualen Anteil der Varianz der y-Werte, der auf Grund der x-Werte erklärbar bzw. redundant ist wieder. Die Determinationskoeffizienten der oben angegebenen Korrelationskoeffizienten r_{xy} sollen hier nicht wiedergegeben werden, da sie einfach bestimmbar sind. Soweit unsere Ergebnisse zur Enge des linearen Zusammenhangs zwischen unseren Variablen.

Zur Kontrolle der internen Validität, daß die Reihenfolge des Reizmaterials keinen Effekt hat, teilten wir die Gruppe B zufällig in zwei Subgruppen auf (Gruppe B und Gruppe B'). Die Gruppe B' erhielt das Reizmaterial in einer zufällig veränderten Reihenfolge dargeboten. Die nach Bedingung B des Gesetzes des kategorialen Urteils bestimmten Skalenwerte sind in den Tabellen 18, 20, 21, 22 und 23 für die einzelnen Aspekte angegeben. Hier sollen nur die Korrelationskoeffizienten zwischen den Skalenwerten beider Gruppen wiedergegeben werden.

$$r_{xy} = 0.34 \quad (\text{Aspekt: Informationsmenge})$$

$$r_{xy} = 0.31 \quad (\text{Aspekt: Verständlichkeit})$$

$$r_{xy} = 0.62 \quad (\text{Aspekt: Angst})$$

$$r_{xy} = 0.80 \quad (\text{Aspekt: Ausführlichkeit})$$

$$r_{xy} = 0.11 \quad (\text{Aspekt: Compliance})$$

"Die inferenzstatistische Absicherung von Korrelationskoeffizienten setzt - wie die inferenzstatistische Absicherung von Regressionskoeffizienten - voraus, daß die Grundgesamtheit, aus der die Stichprobe entnommen wurde, bivariat normalverteilt ist. Diese Voraussetzung gilt als erfüllt, wenn einerseits die Merkmale x und y für sich genommen normalverteilt sind (normale Randverteilungen) und wenn andererseits die Verteilung der zu einem x-Wert (y-Wert) gehörenden y-Werte (x-Werte) normal sind (normale Arrayverteilungen). Zusätzlich müssen die Varianzen der Arrayverteilungen homogen sein (Homoskedastizität)." (BORTZ 1977, p. 258)

Da die Überprüfung dieser Voraussetzungen in der Praxis auf erhebliche Schwierigkeiten stößt, wird die inferenzstatistische Absicherung, die wie Formel 57 zeigt über die t-Verteilung möglich ist, selten durchgeführt.

$$(57) \quad t = \frac{r \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} \quad df = n - 2$$

Geprüft wird die Nullhypothese H_0 , die Stichprobe stamme aus einer Population mit einem Merkmalszusammenhang $\rho = 0$.

Die Determinationskoeffizienten r^2 als Maß für die gemeinsame Varianz sind leicht bestimmbar und sollen hier nicht wiedergegeben werden.

ZUR INHALTLICHEN INTERPRETATION DER STATISTISCHEN ANALYSEN

Die Hypothesen dieser Arbeit, daß verschiedene Aspekte von Beipackzetteln eindimensional skalierbar sind, konnten in beiden Studien konfirmiert werden.

Aufgrund der Ergebnisse des GULLIKSEN & TUKEY - Tests bei der Skalierung nach dem Gesetz des komparativen Urteils ist festzustellen, daß bei den Versuchspersonen eine statistisch gesicherte Tendenz zur unterschiedlichen Beurteilung der Texte, sowohl im Hinblick auf die Informationsmenge als auch im Hinblick auf den angstinduzierenden Aspekt von Beipackzetteln, besteht. Der signifikante χ^2_L - Wert ließ auf eine stark lineare Komponente in unseren Daten schließen, d.h. es ist überzufällig gesichert, daß die Versuchspersonen in der Lage sind, die Texte bezüglich beider untersuchten Aspekte auf einem eindimensionalen Kontinuum zu ordnen. Der χ^2_{T-D} - Wert führt zum gleichen Ergebnis, nur mit dem Unterschied, daß dieser Wert von einer anderen Schätzung der Linearkomponente ausgeht. Für die Urteile der Versuchspersonen kann aufgrund des χ^2_D - Wertes gesagt werden, daß die Diskrepanzen zwischen empirischen und mit Hilfe des Skaliermodells reproduzierten Daten durch Zufall entstehen. Der Stichprobenfehler und der Anteil nichtlinearer Komponenten ist gering; es ist eine fast vollkommen lineare Skalierbarkeit gegeben, was auch durch die Ergebnisse der Skalierbarkeitsindices zum Ausdruck kommt. Beide Indices führen nur dann zu identischen Werten, wenn die Schätzung der totalen Quadratsumme zu dem gleichen Wert führt, wie die Summe der Schätzungen für die lineare Komponente und die Diskrepanzen. In unserer Untersuchung betrug $1^T_R = 0.965$ und $2^T_R = 0.971$ für den Aspekt "Informationsmenge", d.h., daß ca 97% der Varianz der empirischen Werte modellspezifisch sind. Oder anders gesagt: der Anpassungsgrad der theoretischen an die empirischen Werte beträgt 97%; dieser Anteil der Datenvarianz wird durch Anwendung des linearen Skaliermodells gebunden. Schließlich sei noch auf den Reproduzierbarkeitsindex r_0 eingegangen, der inhaltlich als Test - Retest - Koeffizient zu verstehen ist und das Ausmaß des Stichprobenfehlers der Prozentanteile berücksichtigt.

Sein Wert von $r_b = 0.904$ muß so verstanden werden, daß 90% der Datenvarianz zu Lasten wirklicher Unterschiede geht, also reproduzierbar ist und 97% - um noch einmal auf die Skalierbarkeitsindizes zurückzukommen - mit Hilfe des linearen Skaliermodells erklärt werden können.

Hinsichtlich des angstinduzierenden Aspekts ergab sich ein Wert von $1^T_R = 0.984$ und $2^T_R = 0.986$, d.h. 98% der Datenvarianz wurde durch Anwendung des linearen Skaliermodells gebunden. Der Reproduzierbarkeitsindex erreichte einen Wert von $r_b = 0.932$. Auch waren die Schätzungen der totalen Quadratsummen in etwa gleich groß, wie die Schätzungen für die linearen Komponenten plus die Schätzungen für die Diskrepanzen, so daß unsere obige inhaltliche Interpretation als angemessen angesehen werden kann.

Wir können folglich davon ausgehen, daß das "Gesetz des komparativen Urteils" zur Skalierung beider Aspekte angemessen ist, unsere Versuchspersonen ihren Dominanzrelationen ein ein-dimensionales Urteilskonzept zugrunde legten. Weiterhin können wir davon ausgehen, daß unsere Skalenwerte Intervallskalenniveau haben, eine Voraussetzung für die Anwendung der Produkt - Moment - Korrelationskoeffizienten.

Bei der Replikation der Studie I (siehe: p. 99) fanden sich ähnlich gute Ergebnisse. Hier betrug der Reproduzierbarkeitsindex r_b für den Aspekt "Informationsmenge" 0.965 und für den angstinduzierenden Aspekt 0.981. Es waren also 97% bzw. 98% der Datenvarianz reproduzierbar. Der Korrelationskoeffizient zwischen den Skalenwerten beider untersuchten Aspekte betrug hier $r_{xy} = 0.63$, was einer gemeinsamen Varianz von ca 40% entspricht.

Bei der Prüfung der intraindividuellen Urteilskonsistenz, d.h. der Fähigkeit das zugrundeliegende Urteilskonzept transitiv zu handhaben, mußten wir beim Aspekt "Informationsmenge" nur für zwei Versuchspersonen unsere Nullhypothese H_0 aufrecht erhalten und davon ausgehen, daß hier die transitiven Urteile zufällig zustande gekommen sind. Völlig konsistent urteilten 30% unserer Versuchspersonen. Für die bei unseren Beurteilern aufgetretenen zirkulären Triaden scheinen in erster Linie ge-

ringe Merkmalsdifferenzen zwischen den Texten G - F, E - C, C - D und D - B eine Rolle gespielt zu haben, eine Annahme, die durch die Ergebnisse des Verfahrens nach DAVID (1969) wahrscheinlich gemacht wird.

Hinsichtlich des angstinduzierenden Aspekts urteilten 40% unserer Versuchspersonen völlig konsistent, d.h. sie erreichten einen Konsistenzkoeffizienten von 1. Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 5\%$ mußten wir nur für 4 Versuchspersonen unsere Nullhypothese H_0 aufrecht erhalten und annehmen, daß die transitiven Urteile durch Zufall entstehen. Auch hier nehmen wir mangelnde Merkmalsdifferenzen als Ursache der zirkulären Triaden an. (siehe: p. 94)

Bezüglich beider untersuchter Aspekte war das Ergebnis des Q - Tests von COCHRAN (1950) signifikant, so daß wir unsere Nullhypothese H_0 , die Urteilsstichproben stammen aus derselben Grundgesamtheit, verwerfen mußten. Es ist anzunehmen, daß sowohl geringe Reizdifferenzen zu Urteilsunsicherheit und damit größerer Variabilität der Urteile als auch divergierende Auffassungen der einzelnen Versuchspersonen, bei konsistenter Handhabung des eigenen Urteilskonzepts, zu wenig Gemeinsamkeiten im Urteilsverhalten führten. Für diese Interpretation sprechen die Ergebnisse des Verfahrens nach DAVID (1969). (siehe: p. 90 und 94) Die signifikanten Q - Werte sind allerdings kein Indiz für die Ungültigkeit einer Skala. "Geringe Übereinstimmung 'zwischen' bei gleichzeitiger geringer Übereinstimmung 'innerhalb' deutet auf Schwierigkeit der Entscheidung, bei gleichzeitiger großer Übereinstimmung 'innerhalb' jedoch darauf, daß die Beurteiler voneinander verschiedene Auffassungen haben." (SIXTL 1967, p. 264)

Zusammenfassend läßt sich sagen, daß das "law of comparative judgment" unseren empirischen Daten angemessen war, unsere Versuchspersonen über ein eindimensionales Urteilskonzept hinsichtlich beider Aspekte verfügten, das sie konsistent handhaben konnten. Ebenfalls war das "law of categorical judgment" unseren empirischen Daten angemessen. Aufgrund des χ^2 - Tests nach BOCK & JONES (1968) konnten wir für beide untersuchten Aspekte wahrscheinlich machen, daß das Skaliermodell

die Datenvarianz erklärt. Die Tabellen 11 und 13 lassen erkennen, daß die Kategorienweiten zur Mitte hin enger und an den Polen weiter werden. Dies besagt, daß extremere Beurteilungen den Versuchspersonen leichter fallen, während Reize in der Skalenmitte schlechter voneinander diskriminiert werden können. Dieses Phänomen hängt nach FEGGER (1972) mit der Transformation von cumulierten Proportionen in x-Werte zusammen. Tatsache ist jedoch, daß die Intervalle zwischen den Kategorien der Rating - Skala nicht als gleich groß empfunden werden, was die Notwendigkeit der Anwendung eines Skalierverfahrens zeigt. Die Grenzen der Kategorie 7 gehen, bedingt durch das angewandte Modell, gegen ∞ .

Die Konsistenzanalyse nach WINER (1971) zeigte für beide untersuchten Aspekte einen überzufälligen Einfluß der Texte. Die signifikanten F-Werte zeigen, daß die Beurteiler in der Lage waren, die Texte in beiden Dimensionen zu unterscheiden. Es kann also gesagt werden, daß sowohl die "Informationsmenge" als auch der angstinduzierende Aspekt bei den vorgegebenen acht Texten mit Hilfe des "law of categorical judgment" linear skalierbar waren, d.h. auf einem eindimensionalen Kontinuum zu ordnen.

Der Vergleich beider Skalierverfahren zeigte ebenfalls eine gute Übereinstimmung. In Tabelle 16 sind die nach beiden Verfahren gewonnenen Skalenwerte sowie die entsprechenden Rangreihen der Skalenwerte wiedergegeben. Vereinfachend berechneten wir die Rangkorrelation r_s nach SPEARMAN, die sich nach folgender Formel ergibt:

$$(58) \quad r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n(n^2 - 1)}$$

r_s ist mit der Produkt - Moment - Korrelation identisch, wenn x_i jeweils die Werte 1 bis n annehmen, was ja bei Rangreihen der Fall ist. Eine Rangkorrelation r_s kann somit berechnet werden, indem in die Produkt - Moment - Korrelationsformel statt der intervallskalierten Meßwerte die Rangdaten eingesetzt werden. Es ergibt sich dann Formel 58.

Hinsichtlich der "Informationsmenge" korrelierten beide Skalierverfahren mit $r_s = 0.98$, was einer gemeinsamen Varianz von 96% entspricht; hinsichtlich des angstinduzierenden Aspekts korrelierten beide Skalierverfahren mit $r_s = 0.95$, was einer gemeinsamen Varianz von 90% entspricht.

Abschließend seien die Rangkorrelationen r_s zwischen den Skalenwerten beider Stichproben der Studie I wiedergegeben. Bezüglich der "Informationsmenge" ergab sich ein Korrelationskoeffizient von $r_s = 0.57$, was einer gemeinsamen Varianz von 33% entspricht. Die Skalenwerte, bzw. die Rangreihen der Skalenwerte, des angstinduzierenden Aspekts korrelierten mit $r_s = 0.93$, was einer gemeinsamen Varianz von 86% entspricht. Da in beiden Stichproben beide Aspekte eindimensional skalierbar waren, scheint das Konzept der Angst zwischen den Stichproben ähnlicher zu sein als das Konzept der Informationsmenge.

Auch in Studie II konnten wir für alle untersuchten Stichproben und Aspekte zeigen, daß unsere empirisch gewonnenen Daten mit Hilfe des "law of categorical judgment" eindimensional skalierbar sind. Wie Tabelle 19 und 24 zeigen sind sämtliche Gesamt - χ^2 - Werte nicht signifikant, d.h. der "goodness of fit" zwischen Daten und verwendetem Skaliermodell war sehr gut. Es scheinen allerdings erhebliche Unterschiede zwischen den, der Beurteilung zugrunde gelegten Konzepten der einzelnen Aspekte zwischen den Stichproben zu bestehen, wobei interessant ist, daß die Skalenwerte der Gruppe A und Gruppe C stark übereinstimmen, was wahrscheinlich auf ähnliche Urteilskonzepte zurückzuführen ist. Hingegen bestehen deutliche Unterschiede zur Gruppe B, den Studenten. Ein ähnliches Ergebnis fanden wir in Studie I, wo besonders der Aspekt "Informationsmenge" unterschiedlich interpretiert worden zu sein schien.

Über die korrelativen Zusammenhänge zwischen einzelnen untersuchten Aspekten hatten wir, mangels empirischer Untersuchungen, nur Hypothesen über die Richtung der Korrelationskoeffizienten formuliert. (siehe: p. 40 f.) Diese Hypothesen konnten wir bestätigen. Zwischen der "Informationsmenge" und dem angstinduzierenden Aspekt fanden wir in allen Stichproben positive, wenn auch nicht erhebliche Korrelationen. Zwischen

der Verständlichkeit und dem angstinduzierenden Aspekt fanden wir, bis auf die Gruppe B', die erwarteten negativen Korrelationen. Besonders eindrucksvoll waren die Korrelationskoeffizienten zwischen der Verständlichkeit und der geäußerten Compliance, die gemeinsame Varianz war quasi Null.

Um die interne Validität der Untersuchung zu kontrollieren, wurde einem Teil der Gruppe B eine andere Reizdarbietungsfolge vorgelegt. Um die möglichen Effekte dieser modifizierten Reizdarbietung zu überprüfen, wurden die Skalenwerte der Gruppen B und B' aspektweise miteinander korreliert. Bis auf den Aspekt "Ausführlichkeit" waren die gefundenen Korrelationskoeffizienten nicht signifikant. Es liegt die Vermutung nahe, daß es sich dabei um einen α -Fehler handelte. Eine Erklärung für diesen Reihenfolgeeffekt könnte die "adaptation - level - theory" von HELSON (1964) bieten, in der davon ausgegangen wird, daß Reizeinschätzungen neben anderen Faktoren durch vorausgehende Erfahrung mit ähnlichen Reizen beeinflußt wird. Für die vorliegende Untersuchung würde diese Annahme bedeuten, daß die Beurteilung eines Beipackzettels nicht unabhängig von der Beurteilung des vorhergehend dargebotenen Beipackzettels ist. Um diese Annahme zu überprüfen, müßte die Reihenfolge der dargebotenen Beipackzettel systematisch variiert werden, was in einer später durchzuführenden Studie geschehen soll.

Die inhaltliche Interpretation der Ergebnisse in Bezug auf die untersuchten Beipackzettel und die Patienten - Compliance soll im folgenden Abschnitt dargestellt werden.

ZUR DISKUSSION DER ERGEBNISSE IM HINBLICK AUF DIE PATIENTEN - COMPLIANCE

Aufgrund der angewandten Skalierverfahren und der statistischen Analysen ließ sich für alle untersuchten Stichproben zeigen, daß es möglich ist, die uns interessierenden Aspekte von Beipackzetteln mit Hilfe eindimensionaler Modelle zu skalieren. Die Auswahl der Aspekte, die natürlich in einem gewissen Sinne immer arbiträr ist, geschah im Hinblick auf ihre Bedeutung für die Patienten - Compliance. So muß ein Beipackzettel Informationen für den Verbraucher enthalten, wenn er im Sinne einer Complianceförderung verhaltensrelevant werden soll. Daß diese Information verstanden wird ist eine notwendige, wenn auch nicht hinreichende Bedingung, für compliantes Patientenverhalten. Durch die in den Beipackzetteln genannten Nebenwirkungen und Kontraindikationen sowie die vielen, für den medizinischen Laien sicher nicht immer verständlichen Termini technici ist ein verunsichernder oder angstinduzierender Aspekt von Beipackzetteln anzunehmen, worüber wir an anderer Stelle (SEELEBACH, 1979) berichteten. Die geäußerte Compliance ist insofern interessant, inwieweit ein Zusammenhang mit der tatsächlichen Compliance besteht. Aus dem Forschungsbereich der Einstellungsänderung wissen wir ja, daß die öffentliche Festlegung (commitment) auf eine Einstellung im Sinne dieser einstellungsändernd wirkt. Inwieweit eine solche Festlegung compliancefördernd wirkt, bedarf weiterer empirischer Untersuchungen.

Diese Aspekte sind bei den untersuchten Probanden kognitiv so differenziert, daß sie nach ihnen konsistent urteilen können. Inhaltlich scheinen allerdings Unterschiede zwischen den, der Beurteilung zugrunde gelegten Konzepten zu bestehen. In Studie I waren die Ergebnisse zwischen beiden Stichproben bezüglich des angstinduzierenden Aspekts viel ähnlicher als bezüglich der "Informationsmenge". Man kann vermuten, daß die individuellen Konditionierungen des angstinduzierenden Aspekts, als persönlichkeitsnäheres Konstrukt, bei beiden Gruppen viel ähnlicher verlaufen, als bei dem Begriff der "Informationsmenge". Betrachtet man den Text G der Studie I, der relativ

viele Termini technici enthält, so fällt auf, daß die Sparkassenangestellten diesem Text sehr wenig und die Studenten diesem Text sehr viel Information zuschrieben. Vielleicht sind Studenten durch Fachwörter besser beeindruckbar.

Dem Text B wurde von beiden Gruppen die größte Informationsmenge aber auch der größte angstinduzierende Aspekt zugeschrieben, es handelt sich um den Text, in dem die meisten Nebenwirkungen genannt sind. Dem Anstieg der "Informationsmenge" geht ein Anstieg des angstinduzierenden Aspekts parallel. Die gemeinsame Varianz betrug ca 40%. Die genannten Nebenwirkungen sind einer der Hauptgründe für die nicht verordnungsgemäße Einnahme von Arzneimitteln, wie LEE & TAN (1979) zeigen konnten. Tabelle 25 zeigt die von Patienten mit chronischer Polyarthritiden angeführten Gründe der Non-Compliance.

	n	%
Nachlassen der Symptome	12	28,6
Vergeßlichkeit	10	23,8
Nebenwirkungen	9	21,4
Unbequemlichkeit	6	14,3
mag keine „Pillen“	4	9,5
schwerwiegende Symptome	3	7,1
Handhabung unverstanden	3	7,1
Unwirksamkeit	1	2,4
zu viele Tabletten verordnet	1	2,4

Tab. 25: Gründe für Non-Compliance bei 42 Patienten mit rheumatoider Arthritis (nach: LEE & TAN, 1979)

Die durch die genannten Nebenwirkungen hervorgerufene Angst kann beim Patienten zwei psychologische Mechanismen in Gang setzen. Zum ersten eine verstärkte Selbstbeobachtung. Es kann

dann vorkommen, daß der Patient sensibilisiert wird und nun Symptome wahrnimmt, die bereits vor der neuen Medikation vorhanden waren, von ihm selbst aber nicht registriert wurden. Zum zweiten, worauf KRÜSKEMPER (1979) hinwies, die Kausalattribution, die den Patienten veranlaßt, alles, was er während der Einnahme des Medikaments an sich beobachtet, kausal mit dieser Einnahme in Beziehung zu setzen, um seine Situation verstehen und erklären zu können.

Neben diesen Mechanismen kann ein angstbesetzter Beipackzettel vielleicht auch über das "Lernen am Modell" einen konditionierenden Effekt haben. "BANDURA et al. (1963) konnten wahrscheinlich machen, daß Kinder, die in einem Film für ihr aggressives Verhalten belohnte Kinder gesehen hatten, vermehrt die gesehenen aggressiven Verhaltensweisen zeigten. Stellvertretende Verstärkungen scheinen also auch effektiv zu sein." (SEELBACH, 1978) Wie im obigen Beispiel können vielleicht auch die genannten Nebenwirkungen auf ein Modell bezogen werden. Dieses vom Patienten sich eventuell vorgestellte Modell wurde für sein Verhalten (Medikamenteneinnahme) bestraft (Nebenwirkungen). Nach der Theorie des "Lernens am Modell" sollte man dann erwarten, daß die Medikamenteneinnahmerate sinkt, was zu unnötigen Störungen in der Therapie, vor allem in der Einnahme der Medikamente, führen kann. Diese Annahme ist hypothetisch, da unseres Wissens keine empirischen Untersuchungen vorliegen, in denen der Effekt des "vicarious reinforcement" bei vorgestellten Modellen überprüft wurde. "In dieser Situation ist es eine unerläßliche Voraussetzung, daß der Arzt dem Patienten Therapie und Medikament erklärt, um zu informieren und Angst abzubauen. Dadurch kann der Arzt mit dazu beitragen, daß die Therapie auch vom Patienten lege artis durchgeführt wird." (SEELBACH 1979, p. 4676)

Auch in Studie II scheinen Unterschiede zwischen den, der Beurteilung zugrunde gelegten Konzepten zu bestehen, wobei sich wieder die Gruppe der Studenten (Gruppe B) deutlich von den anderen beiden Gruppen, die sich im Urteilsverhalten sehr ähnlich sind, unterscheidet. Die Gruppe B schreibt, bis auf wenige Ausnahmen, den Beipackzetteln der Psychopharmaka den

größten angstinduzierenden Aspekt zu. Bei den medizinischen Laien (Gruppe C) sind es die Beipackzettel der Antibiotika. Bezüglich der geäußerten Compliance oder Compliancebereitschaft führen in dieser Gruppe die Medikamente, die zur Langzeitbehandlung chronischer Krankheiten, wie Diabetes mellitus, Tuberkulose und Schilddrüsenfunktionsstörungen, indiziert sind. Das, obwohl wir aus einer Reihe von Publikationen wissen, daß bei chronisch Kranken die Compliance-Rate geringer ist als bei akut Erkrankten. (siehe: GUNDERT-REMY 1977)

Interessant ist der bei allen Gruppen gefundene negative korrelative Zusammenhang zwischen der Verständlichkeit und dem angstinduzierenden Aspekt. Wenn wir nun davon ausgehen, unsere Untersuchungen geben Hinweise dafür, daß die genannten Nebenwirkungen einen angstinduzierenden Effekt haben und diese Angst vor den Nebenwirkungen, wie LEE & TAN (1979) zeigten, die Non-Compliance fördert, dann müssen wir KRÜSKEMPER (1981) zustimmen, die schreibt: "Da Medikamente mit deutlicher Wirkung in der Regel auch Nebenwirkungen haben und nur dann eingesetzt werden sollen, wenn die Nebenwirkungen das kleinere Übel sind, wird eine Information über die Nebenwirkungen gleichzeitig auch eine Informiertheit über angstmachende Aspekte des Medikaments darstellen. Wenn ein Arzt mit seinem Patienten spricht, so kann er die Bedeutung der Nebenwirkungen relativieren und im Einzelfall Nutzen und Kosten für die Patienten abwägen, also Wirkung und Nebenwirkung. Insofern ist die mündliche Arzneimittelinformation durch den Arzt durch die Möglichkeit zu spezifizieren qualitativ besser und durch die Rückkopplungsmöglichkeit in der Lage, Angst abzubauen. Das durch die Packungsbeilage beim Patienten erweckte Gefühl der Informiertheit dagegen ist aufgrund des Kenntnisstandes des Patienten starr und unbeweglich und die Tendenz, daß größere Informiertheit mit größerer Angst verbunden ist, läßt sich hieraus leicht ableiten." (KRÜSKEMPER 1981, p. 3) Des weiteren macht KRÜSKEMPER (1981) auf die kognitiven, emotionellen und pragmatischen Aspekte der Patienten-Compliance aufmerksam, wobei der letztgenannte Aspekt in dieser Arbeit wegen des zunächst mehr hypothesengenerierenden Charakters nicht untersucht wurde.

Wenn, wie wir zeigen konnten, verschiedene Aspekte von Beipackzetteln bei unterschiedlichen Stichproben eindimensional repräsentierbar und konsistent handhabbar sind, dann sollten in einem nächsten Schritt Interaktionen zwischen diesen Aspekten und psychischen Reaktionsdispositionen untersucht werden. Abbildung 11 zeigt ein von RASPE (1982) vorgelegtes Modell zur Erklärung der Medikamenten-Compliance.

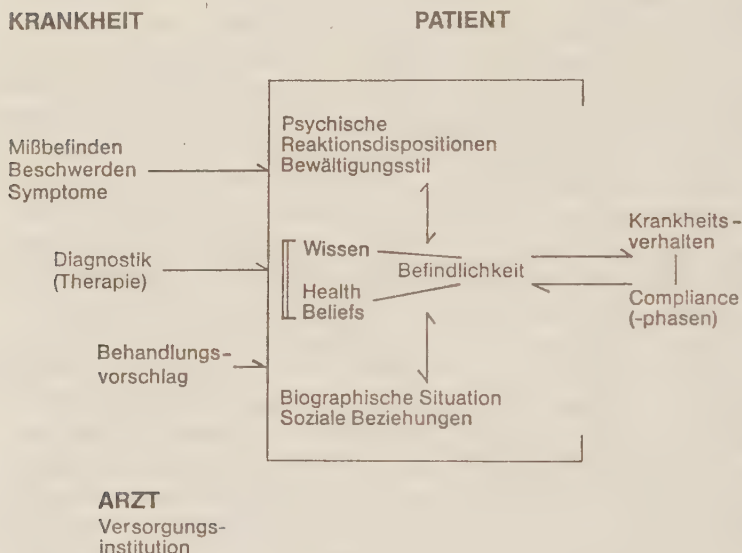


Abb. 11: Modell zur Erklärung der Medikamenten-Compliance (aus: RASPE 1982, p. 119)

In diesem Modell, das an das "Health-Belief-Model" von BECKER & MAIMAN (1979) erinnert (siehe: p. 9), sind die psychischen Reaktionsdispositionen expliziert. Wir (SEELBACH, in Vorbereitung) untersuchten das Entscheidungsverhalten im Rahmen der Patienten-Compliance von emotional stabilen und emotional labilen Personen sensu EYSENCK in Abhängigkeit von der skalier-

ten Informationsmenge. WESTHOFF (1975) hatte in seiner Dissertation die Zusammenhänge zwischen "Neurotizismus" sensu EYSENCK und Entscheidungsvariablen wie erlebte Konfliktstärke, Konfidenz u.a. dargestellt. Er fand Tendenzen, daß emotional labile Versuchspersonen Entscheidungen als wichtiger und konfliktstärker erleben, daß sie sich ihrer Entscheidung weniger sicher sind und eher jene Entscheidung treffen, die für sie weniger bedrohlich erscheinen. Diese Ergebnisse konnten wir im Hinblick auf die geäußerte Compliance und in Abhängigkeit der skalierten Beipackzettel bestätigen.

Vielleicht ist es möglich, die im "Health-Belief-Model" angegebenen Variablen in ihrem Zusammenspiel mit Hilfe kausal-analytischer statistischer Verfahren, wie z.B. der Pfadanalyse (siehe dazu: SEIBEL & NYGREEN, 1972), näher zu untersuchen. Aufgrund weiter oben dargestellter Untersuchungen ist es wahrscheinlich, daß man dabei auf die Ebene einer diagnostischen Kategorie zurückgehen muß, wie dies KIPNOWSKI & KLINGMÜLLER (1982) getan haben, die ein Compliance-Prozeß-Modell für die Behandlung euthyreoter Struma - Patientinnen entwickelten.

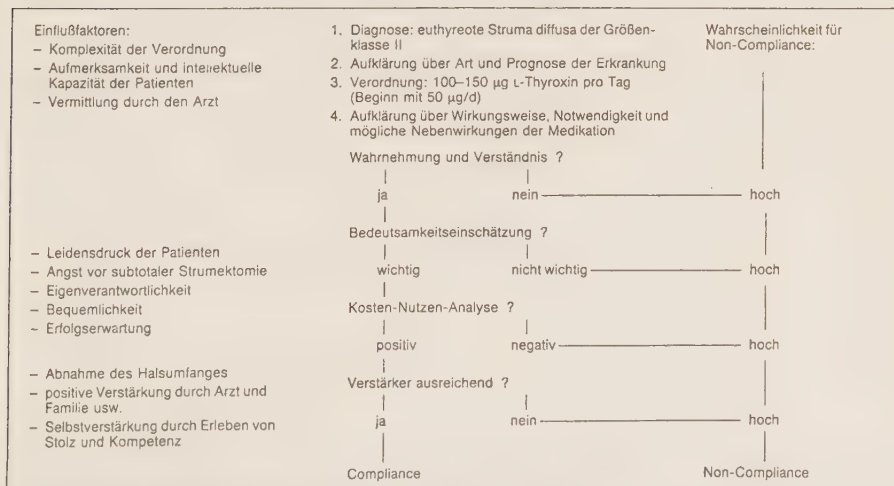


Abb. 12: Compliance-Prozeß-Modell zur Behandlung euthyreoter Struma - Patientinnen (aus: KIPNOWSKI & KLINGMÜLLER 1982, p. 4)

Bis der Zusammenhang zwischen den im "Health-Belief-Model" von BECKER & MAIMAN (1979) genannten Variablen und dem pragmatischen Aspekt, nämlich der Patienten-Compliance, nicht genauer geklärt ist, gilt bei Arzneimittelverordnungen als auch bei nichtmedikamentöser Therapie: Die technisch einfachste und die alltäglichen Gewohnheiten am wenigsten verändernde Anweisung führt zur höchsten Patienten-Compliance.

Das für die Patienten-Compliance wichtige Aspekte von Beipackzetteln meßbar sind und anhand dieser kognitiven Aspekte konsistent geurteilt werden kann, konnten wir in dieser Arbeit nachweisen. Bei aller Problematik der Patienteninformation durch Beipackzettel kann man davon ausgehen, daß Beipackzettel für den medizinischen Laien anders aussehen, als der auf der folgenden Seite dargestellte.

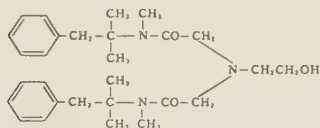
مكن لشفاء المدة القاطي ستروكين عن طريق القسم

جرت العادة عند معالجة الالتئام المدي الحاد بـستروكين ٧٢٠ المريض أولاً وقبل البحث في سببه . وقد تبين ان الحية والمستحضرات المضادة للحموضة وفكولين والمواد الواقية لقتل الحماضي فعالة الى حد ما في معالجة الالتئام المدي . ولكنها نفا ترزبل اعراض هذا الالتئام كالآلام المدة والشعور بالثقل . والحرقه والتقيؤ .

وتعمل سكتات غذاء المدة الحماضي لان آلام المدة وزيادة الانكسار المدي وتخفف الاعراض المرافقة لها . ولكنها غير فعالة بسبب سمييتها واسهل عدم قدرة الجسم على مقارعة مفعولها . اما الاروكسيتازين ، فاقا عادة خالية من هذه المايه . ومعى تمكن آلام المدة بسرعة ، ومنعولها بزاد ويبرى بانترافها مع البريلبيجل ، المادة الجديدة المضادة للحموضة .

يحتوي كل قرص ستروكين على ٥ ملغ من الاروكسيتازين و ٩٤٤ ملغ من البريلبيجل .

The chemical structure of Oxethazain is as follows and the chemical composition of Polymigel is $Al_2O_3 \cdot 2CaCO_3 \cdot MgCO_3 \cdot xH_2O$.



N, N-bis (N-methyl-ω-phenyl-tert-butyl-acetamide),β-hydroxyethylamine

تركيب المستحضر

الاروكسيتازين - المنصر الرئيسي الذي يتركب منه الستروكين - هو عبارة عن مسكن جديد لشفاء المدة الحماضي . وقد تبين ان مفعوله اهدر على فورية الارتب القوي - - - مرة من البروكايين و - - - مرة من الكروكايين . وان هذا المفعول يستمر مدة اطول بالمقارنة الى الكروكايين او البروكايين في معالجة لشفاء الحماضي . ويتاز الستروكين بثنائية المضاد لتفصل عن عضلات المدة النساء . وهو يعاد مستامين والبروتينين والفيتوستامين .

اما البريلبيجل ، فهي مادة مضادة للحموضة قوية المفعول وطويلة الامد تحمي غذاء المدة الحماضي دون ان تسبب اي امساك او اسهال . يعمل البريلبيجل فيزيد احتياطي الامان في الستروكين ويمنظف مفعول المسكن لمدة طويلة بعد تناوله .

الخصائص

- ١ - يزيل الالتئام المدي الحاد . ستروكين مسكن سريع لآلام المدة وارجاعها وقهرقة والتجشؤ والتقيؤ . ينظم الاختلال الوظيفي للعدة . وهو كئيل بازالة شكري المرض الذين لا يستجيبون لملاج المستحضرات المضادة للحموضة . كما انه يؤثر تأثيراً فعالاً ومنعولاً في جميع حالات اضطراب المدة واعلاها .
- ٢ - يخفف من الرغبة للمدة في تفرغ الامعاء . ان اضطراب المدة كثيراً ما يسبب زيادة في الانكسار المدي الموي وفي حركة الامعاء . ستروكين يخفف هذا الانكسار ويؤمل الرغبة للمدة في تفرغ الامعاء .
- ٣ - يسمح بتناول تشكيلة ومقدار اكبر من الغذاء . ستروكين يزيد الشهية الى الطعام بازالة شكري المرض من الامعاء الشرسوفية (فوق المدية) ويعمل في وجبات الطعام متعة لهم كما يترتب عليه تحسن في حالتهم بنبهه عالياً شفاء تلقائي .
- ٤ - يمتاز بمفعول الطويل الامد مع اقل ما يمكن من السمية . يفر الاروكسيتازين احتياطي امان كبير بفضل انخفاض سمية ما يجزري عليه من السبات وامتصاصه اقل مقدار منها . يظهر مفعول قرص ستروكين فوراً يتذبذب في فترة ٣ الى ٦ ساعة بعد تناوله ويمنظف مفعول مضاد استرجاع بالبريلبيجل .

المحذرة

الجرعة العادية للكلاب : قرص الى قرصين من ثلاث الى اربع مرات يومياً قبل تناول الطعام بربع ساعة وايضاً قبل النوم . حالات الاستعمال : الالتئام المدية الموي الحادة والقرصون النسيج والاعراض المختلفة التي ترافق التهاب المري . والشعور بالثقل قمي . والتقيؤ وآلام المدة والتقيؤ والتجشؤ والحرقه . تحذير : يجب بلع القرص دون مضغه ، وان حدث امساك يجب تناول مستحضرات الماغنسيوم والسيلات والحفر ومقدار كاف من الماء لتسهيل التبرز .

التراس ستروكين تنص الرطوبة من الهواء . فيجب الاحتفاظ بها في اوعية محكمة الغلق .

التمنعنة : ستروكين مبياً في علب تحتوي على ١٠ و ١٠٠ و ٥٠٠ و ١٠٠٠ قرص .



Eisai Co., Ltd.
TOKYO, JAPAN

Abb. 13: Beipackzettel von "Stroccain" (Oxethazain) aus Saudi - Arabien (Übersetzung: siehe ANHANG)

LITERATURVERZEICHNIS

- ACKOFF, R.L.: Scientific method
New York, 1967
- ADAMS, E. & MESSICK, S.: An axiomatic formulation and generalisation of successive intervals scaling
Psychometrika, 1958, 23, 355 - 368
- ARNOLD, R.G. et al.: Patients and prescriptions. Comprehension and compliance with medical instructions in a suburban pediatric practice
Clin. Pediatr., 1970, 9, 648 - 651
- ATTNEAVE, F.: Applications of information theory to psychology
New York, 1959 (deutsche Übersetzung: 1974)
- AUMILLER, J.: Therapieversager durch Beipackzettel?
Münch. Med. Wschr., 1978, 34, 1078
- AUSUBEL, D.P.: Educational psychology: A cognitive view
New York, 1968
- BAYER AG (Hrsg.): Kolloquium über "Patients' Compliance"
Leverkusen, 1978
- BANDURA, A., D. ROSS & S.A. ROSS: Imitation of film mediated aggressive models
J. abnorm. soc. Psychol., 1963, 66, 3 - 11
- BECHTEL, G.G.: The analysis of variance and pairwise scaling
Psychometrika, 1967, 32, 47 - 65
- BECKER, M.H. & MAIMAN, L.A.: Patient-perceptions and compliance: Recent studies of the Health-Belief-Model
(in: HAYNES, R.B., D.W. TAYLOR & D.L. SACKETT: 1979)
- BECKER, M.H., R.H. DRACHMAN & J.P. KIRSCHT: Predicting mothers' compliance with pediatric medical regimens
J. Pediatr., 1972, 81, 843 - 854
- BECKER, M.H., R.H. DRACHMAN & J.P. KIRSCHT: Motivations as predictors of health behavior
Health Services Rep., 1972a, 87, 855
- BECKER, M.H. et al.: Compliance with a medical regimen for Asthma: A test of the Health-Belief-Model
Publ. Health Rep., 1978, 3, 268 - 277
- BERGMANN, A.B. & WERNER, R.J.: Failure of children to receive penicillin by mouth
New Engl. J. Med., 1963, 268, 1334 - 1338
- BERKOWITZ, N., M.F. MALONE & M. KLEIN: Patient care as a criterion problem
J. Health Hum. Behav., 1962, 3, 171 - 176
- BERKOWITZ, N. et al.: Patient follow - through in the outpatient department
Nurs. Res., 1963, 1, 16 - 22

- BERLYNE, D.E.: Conflict, arousal and curiosity
New York, 1960
- BOCK, R.D.: Remarks on the test of significance for the method
of paired comparisons
Psychometrika, 1958, 23, 323 - 334
- BOCK, R.D. & JONES, L.V.: The measurement and prediction of
judgment and choice
San Francisco, 1968
- BORTZ, J.: Lehrbuch der Statistik
Berlin, 1977
- BOYLE, C.: Difference between patients and doctors interpretations of some common medical terms
Brit. Med. J., 1970, 286 - 289
- BRADSHAW, P.W. et al.: Recall of medical advice: Comprehensibility and specificity
Brit. J. Soc. Clin. Psychol., 1975, 14, 55 - 62
- BULPITT, C.J. & DOLLERY, C.T.: Side effects of hypertensive agents evaluated by a self - administered questionnaire
Brit. Med. J., 1975, 3, 485
- CARNAP, R. & BAR-HILLEL, Y.: An outline of a theory of semantic information
M.I.T. Research Laboratory of Electronics
Technical Report Nr. 247, 1952
- CHARNEY, E.: Patient - Doctor communication
Pediatr. Clin. North Am., 1972, 19, 263 - 279
- CHARNEY, E. et al.: How well do patients take oral penicillin? A collaborative study in private practice
Pediatrics, 1967, 40, 188 - 195
- CHRISTENSEN, D.B.: Drug - taking compliance: A review and synthesis
Health Services Res., 1978, 13, 171 - 178
- COCHRAN, W.G.: The comparison of percentages in matched samples
Biometrika, 1950, 37, 256 - 266
- COCHRAN, W.G.: The chi-square test of goodness of fit
Ann. Math. Statist., 1952, 23, 315 - 345
- CRONBACH, L.J., N. RAJARATNAM & G.C. GIESER: Theory of generalizability: A liberalization of reliability theory
Brit. J. statist. Psychol., 1963, 16, 137 - 163
- CURTIS, E.B.: Medication errors made by patients
Nursing Outlook, 1961, 9, 290 - 291
- DAVID, H.A.: The method of paired comparison
London, 1969
- DAVIDSON, P.: Therapeutic compliance
Canad. Psychol. Rev., 1976, 17, 247 - 259
- DAVIS, M.S.: Variations in patients compliance with doctors orders: Analysis of congruence between survey responses and results of empirical investigations
J. Med. Educ., 1966, 41, 1037 - 1048

- DAVIS, M.S.: Predicting non-compliance behavior
J. Health Soc. Behav., 1967, 8, 265 - 271
- DAVIS, M.S.: Variations in patients' compliance with doctor's advice: An empirical analysis of patterns of communication
Am. J. Publ. Health, 1968, 58, 274 - 288
- DAVIS, M.S.: Variations in patients' compliance with doctor's orders: Medical practice and doctor - patient interaction
Psychiatry in Medicine, 1971, 2, 31 - 54
- DAVIS, M.S. & EICHHORN, R.L.: Compliance with medical regimens: A panel study
J. Health Hum. Behav., 1963, 4, 240 - 249
- DISTLER, A.: Diskussion
(in: WEBER, E., U. GUNDERT-REMY & A. SCHREY (Hrsg.): 1977)
- DREWS, M.: Einflüsse auf die Nichteinhaltung der vom Arzt verordneten Medikamententherapie
Wunstorf, 1977
- EDWARDS, A.L.: Techniques of attitude scale constructions
New York, 1957
- EDWARDS, A.L. & THURSTONE, L.L.: An internal consistency check for scale values determined by the method of successive intervals
Psychometrika, 1952, 17, 169 - 180
- ELLING, R., R. WHITTMORE & M. GREEN: Patient participation in a pediatric program
J. Health Hum. Behav., 1960, 1, 183 - 191
- FASSBENDER, C.F., G. CZIEPLUCH & W. NIPPE: Psychologische Prädiktoren für Compliance - Verhalten
(in: FASSBENDER, C.F. (Hrsg.): 1981)
- FASSBENDER, C.F. (Hrsg.): Arzt, Patient Zusammenarbeit
Mannheim, 1981
- FEGER, H.: Skalierte Informationsmenge und Eindrucksurteil
Bern, 1972
- FEINSTEIN, A.R. et al.: A controlled study of three methods of prophylaxis against streptococcal infection in a population of rheumatic fever: II Results of the first three years of the study, indulging methods for evaluating the maintenance of oral prophylaxis
New Engl. J. Med., 1959, 260, 697 - 702
- FESTINGER, L.: A theory of cognitive dissonance
Evanston, 1957
- FORREST, F.M. & FORREST, I.S.: A simple test for the detection of chlorpromazine in urine
Amer. J. Psychiat., 1957, 113, 931
- FOX, W.: Self-administration of medicaments: A review of published work and a study of the problems
Bull. Inters. Un. Tuberc., 1962, 32, 307 - 331

- FISCHER, B. & LEHRL, S. (Hrsg.): 'Patienten - Compliance
Mannheim, 1982
- FRANCIS, V., B.M. KORSCH & M.J. MORRIS: Gaps in doctor - patient
communication: Patients' response to medical advice
New Engl. J. Med., 1969, 280, 535 - 540
- FREIDSON, E.: Patients' views of medical practice
New York, 1961
- FRIESEWINKEL, H.: Begrüßung und Einleitung
(in: WEBER, E., U. GUNDERT-REMY & A. SCHREY (Hrsg.): 1977)
- GATLEY, M.S.: To be taken as directed
J. R. Coll. Gen. Pract., 1968, 16, 39 - 44
- GILLMANN, H.: 'Patienten - Compliance bei Hypertonikern
(in: WEBER, E., U. GUNDERT-REMY & A. SCHREY (Hrsg.): 1977)
- GILLUM, R.F. & BARSKY, A.J.: Diagnosis and management of
patient non-compliance
JAMA, 1974, 228, 1563 - 1567
- GLESER, G.C., L.J. CRONBACH & N. RAJARATNAM: Generalizability
of scores influenced by multiple sources of variance
Psychometrika, 1965, 30, 395 - 418
- GORDIS, L., A. LILLENFELD & R. RODRIGUEZ: Studies in the epi-
demiology and preventability of rheumatic fever. I: Demo-
graphic factors and the incidence of acute attacks, II: So-
cio-economic factors and the incidence of acute attacks
J. Chron. Dis., 1969, 21, 645 - 666
- GRAUMANN, C.F. (Hrsg.): Handbuch der Psychologie VII/1
Sozialpsychologie
Göttingen, 1969
- GROEBEN, N.: Die Verständlichkeit von Unterrichtstexten
Münster, 1978
- GUILFORD, J.P.: The computation of psychological values from
judgments in absolute categories
J. exp. Psychol., 1938, 22, 32 - 42
- GUILFORD, J.P.: Psychometric methods
New York, 1954
- GULLIKSEN, H. & TUKEY, J.W.: Reliability for the law of com-
parative judgment
Psychometrika, 1958, 23, 95 - 110
- GUNDERT-REMY, U., C. REMY & E. WEBER: Eine Untersuchung zur
Langzeitmedikation in einer Allgemeinpraxis
Verh. dt. Ges. inn. Med., 1977, 83
- GUNDERT-REMY, U., V. MÖNTMANN & E. WEBER: Studien zur Regel-
mäßigkeit der Einnahme verordneter Medikamente bei statio-
nären Patienten. I: Methodik und Basisdaten
Inn. Med., 1978, 5, 27 - 33

- GUNDERT-REMY, U., V. MÖNTMANN & E. WEBER: Studien zur Regelmäßigkeit der Einnahme verordneter Medikamente bei stationären Patienten. II: Erläuternde Feststellungen zu soziologischen und krankheitsbedingten Faktoren sowie zur Selbsteinschätzung der Erkrankung durch den Patienten
Inn. Med., 1978, 5, 78 - 83
- GUTTMAN, L.A.: A basis for scaling qualitative data
Amer. Soc. Rev., 1944, 91, 139 - 150
- HAGER, W.: Empirischer Vergleich zweier Verfahren zur Messung subjektiver Information von Texten
Psychol. Beitr., 1980, 22, 259 - 271
- HANFMANN, E.: Psychological approaches to the study of anxiety (in: HOCH, P.H. & ZUBIN, J. (eds): 1950)
- HAYNES, R.B. & SACKETT, D.L.: An annotated bibliography on the compliance of patients with therapeutic regimens
Hamilton, 1974
- HAYNES, R.B. et al.: Manipulation of the therapeutic regimen to improve compliance: conceptions and misconceptions
Clin. Pharm. Ther., 1977, 22, 125 - 130
- HAYNES, R.B., D.W. TAYLOR & D.L. SACKETT: Compliance in health care
Baltimore, 1979
- HEINZELMANN, F.: Factors in prophylaxis behavior in treating rheumatic fever: An exploratory study
J. Health Hum. Behav., 1962, 3, 73 - 81
- HELSON, H.: Adaption level theory
New York, 1964
- HIGBEE, K.L.: Fifteen years of fear arousal: Research on threat appeals 1953 - 1968
Psychol. Bull., 1969, 72, 426 - 444
- HOCH, P.H. & ZUBIN, J. (eds): Anxiety
New York, 1950
- HULKA, B.S., M.D. JOHN & C. CASSEL: Communication, compliance and concordance between physicians and patients with prescribed medications
Am. J. Publ. Health, 1976, 66, 847 - 853
- IRLE, M. (Hrsg.): Texte aus der experimentellen Sozialpsychologie
Neuwied, 1969
- JANIS, I.I. & FESHBACH, S.: Effects of fear-arousing communications
J. abn. soc. Psychol., 1953, 48, 78 - 92
(deutsche Übersetzung in: IRLE, M.: 1969)
- JANIS, I.I. & TERWILLINGER, R.F.: An experimental study of psychological resistance to fear arousing communications
J. abn. soc. Psychol., 1962, 57, 403 - 410
- JOHANNSEN, W., G. HELLMUTH & T. SORAUF: On accepting medical recommendations
Arch. Environ. Health, 1966, 12, 63 - 69

- JONES, I.H.: Riboflavine as an indicator of drug taking behavior
Med. J. Austr., 1967, 1, 202 - 204
- JOUBERT, P. & LASAGNA, L.: Patient package inserts: I: Nature, notions and needs
Clin. Pharm. Ther., 1975, 18, 507 - 517
- KAPLAN DE-NOUR, A.K. & CZACZAKES, J.W.: Personality factors in chronic haemodialysis patients causing non-compliance with medical regimen
Psychosom. Med., 1972, 34, 333 - 344
- KENDALL, M.G.: Rank correlation methods
London, 1948
- KENDALL, M.G.: Further contributions to the theory of paired comparisons
Biometrics, 1955, 11, 43 - 62
- KENDALL, M.G. & SMITH, B.B.: On the method of paired comparisons
Biometrika, 1940, 31, 324 - 345
- KIPNOWSKI, J. & KLINGMÜLLER, D.: Suppressiv Behandlung euthyreoter Struma - Patientinnen unter besonderer Berücksichtigung des Compliance-Verhaltens
DMW, 1982, 107, 406 - 410
- KIARE, G.R.: The measurement of readability
Des Moines, 1969
- KRAUCH, H., H. FEGER & W. OPGENOORTH: Forschungsplanung I: Verwirklichungschancen und Förderungswürdigkeit von Forschungsschwerpunkten im Urteil von Fachleuten und Studenten
Heidelberg, 1970
- KRÜSKEMPER, G.M.: Weitere psychologische Implikationen
(in: SEELBACH, H.: 1979)
- KRÜSKEMPER, G.M.: Taxonomie der Probleme im Arzt - Patienten Gespräch
unveröffentl. Vortrag, 1981
- KUEMMERLE, H.P. et al.: Klinische Pharmakotherapie
München, 1973
- LAMING, D.R.J.: Information theory of choice-reaction times
London, 1968
- LEEUWENBERG, E.L.J.: Structural information of visual patterns
Paris, 1968
- LEE, P. & TAN, L.J.P.: Drug compliance in outpatient with rheumatoid arthritis
Aust. N. Z. J. Med., 1979, 9, 274 - 277
- LEHRL, S.: Informationsübermittlung und Compliance
(in: FISCHER, B. & LEHRL, S. (Hrsg.): 1982)
- LEHRL, S., R. CZISKE & B. FISCHER: Wie Patienten Packungsbeilagen verstehen: "Dosis" bedeutet: Verpackung in der Dose
Mod. Med., 1981, 9, 1229 - 1239

- LEISTYNA, J.A. & MACAULEY, J.C.: Therapy of streptococcal infections: Do pediatric patients receive prescribed oral medication?
Am. J. Dis. Child., 1966, 111, 22 - 26
- LEVENTHAL, I.: Fear communication in the acceptance of preventive health practices
Bull. N. Y. Acad. Med., 1965, 41, 1144
- LEY, P.: Psychological studies of doctor - patient communication (in: RACHMAN, S. (ed.): 1977)
- LEY, P.: Verstehen und Behalten von Anweisungen - Kommunikationsfehler in Klinik und Praxis
Arzt und Patient, 1980, 71 - 79
- LEY, P. & SPELLMAN, M.S.: Communication in an outpatient - setting
Brit. J. Soc. Clin. Psychol., 1965, 4, 114 - 116
- LEY, P. et al.: The comprehensibility of some X-ray leaflets
J. Inst. Health Educ., 1972, 10, 47 - 55
- LIENERT, G.A.: Testaufbau und Testanalyse
Weinheim, 1967
- LIGUORI, S.: A quantitative assesment of the readability of Patient-Package-Inserts
Drug, Intelligence & Clin. Pharmacy, 1978, 12, 712 - 717
- LINDZEY, G. & ARONSON, E. (eds): The handbook of social psychology Vol. III
Reading, Mass., 1969
- MALAHY, B.: The effect of instruction and labelling on the number of medication errors made by patients at home
Am. J. Hosp. Pharm., 1966, 23, 283 - 292
- MARSTON, M.V.: Compliance with medical regimens: A review of the literature
Nurs. Res., 1970, 19, 312 - 323
- MATTAR, M.E., J. MARHELLO & J.Y. SUMNER: Pharmaceutic factors affecting pediatric compliance
Pediatrics, 1975, 55, 101 - 108
- MATTHEWS, D.: The non-compliant patient
Prim. Care, 1975, 2, 289 - 294
- MCGUIRE, W.J.: The nature of attitudes and attitude change (in: LINDZEY, G. & ARONSON, E. (eds): 1969)
- MÖNTMANN, V.: Einstellungsmessungen zum Einnahmeverhalten (in: WEBER, E., U. GÜNDERT-REMY & A. SCHREY (Hrsg.): 1977)
- MOESCHLIN, S.: Therapie - Fibel der inneren Medizin
Stuttgart, 1982
- MOHLER, D., D.G. WALLIN & E.G. DREYFUS: Studies in the home treatment of streptococcal disease I: Failure of patients to take penicillin by mouth as prescribed
New Engl. J. Med., 1955, 252, 1116 - 1118

- MORRIS, L.A., M. MAZIS & E. GORDON: A survey of the effects of oral contraceptive patient information
JAMA, 1977, 238, 2504 - 2508
- MOSTELLER, F.: Remarks on the method of paired comparisons: III: A test of significance for paired comparisons when equal standard deviations and equal correlations are assumed
Psychometrika, 1951, 16, 207 - 218
- NARAIN, R. et al.: Feasibility of a chemoprophylaxis trial in India against tuberculosis: A pilot study
Bull. Wld Health Org., 1970, 43, 41 - 52
- NAUMANN, D.: Die Nichteinnahme vom Arzt verordneter Medikamente
Wunstorf, 1977
- NEELY, E. & PATRICK, M.L.: Problems of aged persons taking medications at home
Nurs. Res., 1968, 17, 52 - 55
- NUGENT, C.A. et al.: Glucocorticoid toxicity: Single contrasted with daily divided doses of prednisolone
J. Chron. Dis., 1965, 18, 323 - 332
- PARK, L.C. & LIPMAN, R.S.: A comparison of patient dosage deviation reports with pill counts
Psychopharmacologia, 1964, 6, 299 - 302
- PARKES, C.M., C.W. BROWN & E.M. MONCK: The general practitioner and the schizophrenic patient
Brit. Med. J., 1962, 1, 972 - 976
- PARSONS, T.: The social system
New York, 1951
- PLAYA, A., L. COHEN & J. SAMORA: Communication between patients and physicians in outpatient clinics
Milbank Mem. Fund. Quart., 1968, 56, 161 - 213
- PORTER, A.M.W.: Drug defaulting in a general practice
Brit. Med. J., 1969, 1, 218 - 222
- RACHMAN, S. (ed.): Contributions to medical psychology
London, 1977
- RASPE, H.H.: Compliance und Befindlichkeit
(in: FISCHER, B. & LEHRL, S. (Hrsg.): 1982)
- RICHARDS, A.D.: Attitude and drug acceptance
Brit. J. Psychiatr., 1964, 110, 46 - 52
- ROTH, H.P. & BERGER, D.G.: Studies on patient cooperation in ulcer treatment: I: Observation of actual as compared to prescribed antacid intake on a hospital ward
Gastroenterology, 1960, 38, 630 - 633
- SAMORA, J., L. SAUNDERS & R. LARSON: Knowledge about specific diseases in four selected samples
J. Health Hum. Behav., 1962, 3, 176

- SCHMÄDEL, D.: Nichtbefolgung ärztlicher Anordnungen
Med. Klin., 1976, 71, 1460 - 1466
- SCHMIDT, D.D.: Patient compliance: The effect of the doctor
as therapeutic agent
J. Fam. Pract., 1977, 4, 853 - 856
- SCHNIEDERS, B.: Informationen über Medikamente
Pharma Dialog, 1983, 77
- SCHREY, A.: Patienten - Compliance
Med. Klin., 1977, 72, 2179 - 2185
- SCHWARTZ, D. et al.: Medication errors made by elderly chroni-
cally ill patients
Am. J. Publ. Health, 1962, 52, 2018 - 2029
- SEELBACH, H.: Verhaltenstherapie
Int. Welt, 1978, 2, 314 - 319
- SEELBACH, H.: Informationsmenge und Angst
Therapiewoche, 1979, 29, 4673 - 4676
- SEELBACH, H. (Berichterstatte): Der Beipackzettel, ein Problem
für Ärzte und Patienten
Therapiewoche, 1979, 29, 4677 - 4684
- SEELBACH, H.: Der Einfluß der Informationsmenge und des Neuro-
tizismus auf die Patienten - Compliance
(in Vorbereitung)
- SEIBEL, H.D. & NYGREEN, G.T.: Pfadanalyse Ein statistisches
Verfahren zur Untersuchung linearer Kausalmodelle
Z. Soz. Psychol., 1972, 3, 5 - 12
- SHANNON, C.E. & WEAVER, W.: The mathematical theory of commu-
nication
Urbana, 1949
- SIXTL, F.: Meßmethoden der Psychologie
Weinheim, 1967
- SMITH, T.P. & ADAMS, R.C.: Readability levels of patient
package inserts
Am. J. Hosp. Pharm., 1978, 35, 1034
- STIMSON, G.V.: Obeying doctors' orders: A view from the other
side
Soc. Sci. Med., 1974, 8, 97 - 104
- SÜLLWOLD, F.: Theorie und Methodik der Einstellungsmessung
(in: GRAUMANN, C.F. (Hrsg.): 1969)
- SVARSTAD, B.L.: The doctor - patient encounter: An observation
study of communication and outcome
Doctoral Diss., Depart. Soc., Univers. Wisconsin, 1974
- TAYLOR, W.L.: Cloze procedure: A new tool for measuring
readability
Journalism Quarterly, 1953, 30, 415 - 433
- THURSTONE, L.L.: A law of comparative judgment
Psychol. Rev., 1927, 34, 273 - 286

- TONSCHEIDT, S.: Die Verständlichkeit von medizinischen Informationen für Laien
unveröffentl. Diplomarbeit, Psychol. Institut der Universität Heidelberg, 1981
- TORGERSON, W.S.: Theory and methods of scaling
New York, 1958
- TRAXEL, W.: Grundlagen und Methoden der Psychologie
Bern, 1974
- TRUAX, C. & CARKHUFF, R.: Toward effective counselling and psychotherapy: Training and practice
Chicago, 1967
- TVERSKY, A.: Intransitivity of preferences
Psychol. Rev., 1969, 76, 31 - 48
- UDKOW, G.P. et al.: The safety and efficacy of the estrogen patient package insert
JAMA, 1979, 242, 536 - 539
- VEN, A. van der: Einführung in die Skalierung
Bern, 1980
- VIEFHUES, H.: Patienten - Compliance
(in: BAYER AG (Hrsg.): 1978)
- VINCENT, P.: Factors influencing patient noncompliance: A theoretical approach
Nurs. Res., 1971, 20, 509 - 516
- WEBB, E.J. et al.: Unobtrusive measures Nonreactive research in the social sciences
Chicago, 1966 (deutsche Übersetzung: 1975)
- WEBER, E., U. GUNDERT-REMY & A. SCHREY (Hrsg.): Patienten Compliance
Baden - Baden, 1977
- WEINTRAUB, M., W.Y.W. AU & L. LASAGNA: Compliance as a determinant of serum digoxin concentration
JAMA, 1973, 224, 481 - 485
- WEITNER, K.: Informationstheorie und Erziehungswissenschaft
Quickborn, 1970
- WESTHOFF, K.J.: Beziehungen zwischen Neurotizismus und Merkmalen intraindividueller Konflikte
Phil. Diss., RWTH Aachen, 1975
- WIENER, N.: Cybernetics
New York, 1948
- WINER, B.J.: Statistical principles in experimental design
New York, 1962 (2nd Ed. 1971)
- WILLIAMS, T.F. et al.: The clinical picture of diabetic control studied in four settings
Am. J. Publ. Health, 1967, 57, 441
- ZINNES, J.L.: Scaling
Ann. Rev. Psychol., 1969, 20, 447 - 478

ANHANG

	A	B	C	D	E	F	G	H
A	-	37	36	35	37	13	20	11
B	13	-	20	18	19	6	7	4
C	14	30	-	30	21	9	14	4
D	15	32	20	-	22	4	9	2
E	13	31	29	28	-	9	11	3
F	37	44	41	46	41	-	18	7
G	30	43	36	41	39	32	-	13
H	39	46	46	48	47	43	37	-
Σ	161	263	228	246	226	116	116	44

Tab. 26: Häufigkeitsmatrix (F-Matrix) der individuellen Dominanzmatrizen: Aspekt Informationsmenge

	A	B	C	D	E	F	G	H
A	-	48	47	44	28	41	47	31
B	2	-	15	6	3	7	10	5
C	3	35	-	15	4	15	28	5
D	6	44	35	-	3	25	37	6
E	22	47	46	47	-	39	45	26
F	9	43	35	25	11	-	34	7
G	3	40	22	13	5	16	-	3
H	19	45	45	44	24	43	47	-
Σ	64	302	245	194	78	186	248	83

Tab. 27: Häufigkeitsmatrix (F-Matrix) der individuellen Dominanzmatrizen: Angstinduzierender Aspekt

Oral anesthetic for gastric mucosa

Strocain

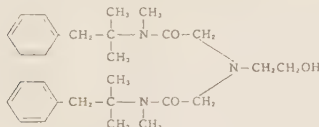
In the treatment of gastritis it is usual to first alleviate the patient's complaints prior to probing its cause. Diet therapy, antacids, anti-cholinergics and mucosa-protecting agents have been found effective to some extent in the management of gastritis, but they scarcely relieve the pressing symptoms such as gastric pain, nausea, heartburn and vomiting.

Mucosal anesthetics remove gastric pain and the acceleration of gastric reflex, and also alleviate the accompanying symptoms. Such agents, however, have not been practical because of their toxicity and the liability to reach tolerance levels. Oxethazaine has none of these disadvantages and brings about rapid relief to gastric distress. Furthermore, its effect is potentiated by the combined use of Polymigel, a new antacid.

Composition:

Each tablet contains 5 mg of Oxethazaine and 244 mg of Polymigel.

The chemical structure of Oxethazaine is as follows, and the chemical composition of Polymigel is $\text{Al}_2\text{O}_3 \cdot 2\text{CaCO}_3 \cdot \text{MgCO}_3 \cdot \text{NH}_3\text{O}$.



N, N bis (N-methyl- ω -phenyl-tert-butyl-acetamide) β -hydroxyethylamine

Pharmacology:

Oxethazaine, the main ingredient of Strocain, is a new mucosal anesthetic; its anesthetic effect on the cornea of rabbit has been found to be 4000 times as potent as procaine and 500 times that of cocaine, with a longer duration of action compared with cocaine or lidocaine for the mucous membrane. It has anti-spasmodic effect on the smooth muscles and antagonizes histamine, serotonin and physostigmine.

Polymigel, a potent and long lasting antacid, protects the mucous membrane of the stomach without causing constipation or diarrhea. Polymigel enhances the safety margin of oxethazaine and maintains its anesthetic effect for a long time after administration.

Properties:

1. Removes acute symptoms of gastritis
Strocain gives rapid relief to gastric pain, gastric distress, heartburn, belching and nausea and also controls functional disorders of the stomach. It relieves the complaints of patients who do not respond to antacid therapy, and shows particularly good effect on discomforts or dull feelings of the stomach.
2. Alleviates the urgent inclination for bowel discharge
Gastric disorders often increase gastrointestinal reflex and bowel movements. Strocain allays the increased gastrointestinal reflex and removes the urgent inclination for bowel discharge.
3. Permits the intake of a larger variety and volume of diet
Strocain increases appetite by checking epigastric complaints of patients and makes meals enjoyable with resultant improvement and often spontaneous recovery.
4. Long lasting effect with least toxicity
Oxethazaine has a wide safety margin because of its low toxicity and its least absorption rate ($\text{LD}_{50}=1.8\text{g/kg}$). Strocain tablet takes effect instantly dissolving in 30-60 seconds after administration, and its efficacy is lengthened by the combination of Polymigel.

Administration and Dosage:

Usual daily dose for adults is 1 to 2 tablets 3 to 4 times, to be taken 15 minutes before each meal and at bed time.

Indications:

Acute gastroenteritis, irritable colon, varied symptoms accompanied by esophagitis, nausea, vomiting, gastric pain, tenesmus, belching and heartburn.

Caution:

Swallow the tablet without crunching. In case of constipation, magnesium preparations, laxatives, vegetables and adequate amount of water may be taken to loosen the stool. Strocain tablets are hygroscopic and should be preserved in tight containers.

Supply:

Available in boxes of 10, 100, 500 and 1000 tablets.



Eisai Co., Ltd.

TOKYO, JAPAN

BEY

T-20CI-F1430(36389)

Abb. 14: Englische Übersetzung des Beipackzettels von
"Strocain" (Oxethazaine)

MATERIAL ZUR DATENERHEBUNG

STUDIE I

INSTITUT FÜR PSYCHOLOGIE
DER
HEINRICH-WESTFÄLISCHEN
TECHNISCHEN HOCHSCHULE
AACHEN

PROFESSOR DR. H. FEGER

Dipl.-Psych. H. Seelbach

51 AACHEN

Haus „Appelrath am Dom“
Krämerstraße 20-34
Eingang Katschhof
Tel. Durchwahl 422/2635-37

Sehr geehrte Damen und Herren!

Die folgende Untersuchung, an der wir Sie bitten, mitzuwirken, findet im Rahmen einer Dissertation am Psychologischen Institut der RWTH Aachen statt.

Ihre Aufgabe ist relativ einfach. Wir bitten Sie, acht kurze Texte hinsichtlich eines bestimmten Aspektes, der im Folgenden noch erläutert wird, zu beurteilen.

Es handelt sich dabei weder um einen Intelligenz - noch um einen irgendwie gearteten Persönlichkeitstest.

Die Untersuchung ist selbstverständlich völlig anonym.

Mit freundlichen Grüßen

H. Seelbach

(Dipl.-Psych.)

Sehr geehrte Damen und Herren!

Zunächst allerdings bitten wir Sie um einige persönliche Daten, die wir natürlich streng vertraulich behandeln und die Sie, da Sie Ihren Namen nicht anzugeben brauchen, nicht identifizierbar machen.

1) Alter :.....

2) Geschlecht:.....

3) Beruf :.....

Nun zu Ihrer Aufgabe!

Auf den folgenden acht Seiten ist ein Medikament, das Psychopharmakon X, jeweils kurz beschrieben. Unter einem Psychopharmakon versteht man eine chemische Substanz, die bei Verabreichung an eine Person bestimmte Auswirkungen auf das Erleben und Verhalten dieses menschlichen Organismus hat. Diese Auswirkungen sind je nach der chemischen Zusammensetzung der Substanz verschieden.

Die acht Texte sind durch die Buchstaben A bis H gekennzeichnet.

Bitte lesen Sie zunächst alle Informationen einmal durch.

Ihre Aufgabe besteht nun darin, diese Texte jeweils paarweise zu vergleichen und zwar hinsichtlich des Ausmaßes, in dem diese Texte eine unterschiedliche Menge an Informationen enthalten. Zunächst ein Beispiel: Zu vergleichen sind die Texte D und H.

X - H

Wenn Sie der Meinung sind, daß der Text D mehr Information über das Psychopharmakon X enthält, dann durchkreuzen Sie den Buchstaben D (wie im Beispiel).

Falls Ihrer Meinung nach der Text H mehr Information enthält,
dann durchkreuzen Sie den Buchstaben H.

Bitte durchkreuzen Sie nur die Buchstaben - keine Stelle in den
Zwischenräumen. Sie müssen Sich bei jedem Vergleich für einen
der Texte entscheiden.

Arbeiten Sie jetzt bitte die Paarvergleiche auf der Seite hinter
den Texten in der durchnumerierten Reihenfolge ab, indem Sie
immer den Text, der Ihrer Meinung nach mehr Information enthält,
durchkreuzen.

Bitte lassen Sie keinen Paarvergleich unbearbeitet.

In mehreren Studien konnte gezeigt werden, daß hyperaktive Kinder unter 12 Jahren ein ausgeglicheneres Verhalten unter der Behandlung mit dem Pharmakon X zeigten. Die Wirkung tritt meist innerhalb der ersten 3 Behandlungswochen ein. Eine Abhängigkeit wurde bei den Kindern nicht beobachtet.

Als Nebenwirkungen können bei dem Pharmakon X

auftreten: beschleunigter Herzschlag, Blut-

druckerhöhung, Schlaflosigkeit, Gliederzittern,

Kopfschmerzen, Mundtrockenheit, Druchfall und

Magersucht.

Nach langfristiger Anwendung können sich

Verfolgungswahn und Halluzinationen einstellen.

Das Pharmakon X kann als Amphetaminderivat auch gelegentlich das Hungergefühl unterdrücken. Daher wird es auch als Appetitzügler eingesetzt. Die gleichzeitige psychische Wirkung kann dazu führen, daß Pharmaka dieser Gruppe mißbraucht und nach Eintreten der Gewöhnung schließlich auch süchtig mißbraucht werden. Diese Gefahr ist deswegen sehr groß, weil die appetitzügelnde Wirkung rasch abnimmt.

Nach der Einnahme des Pharmakons X besitzt
der Abhängige ein Gefühl psychischer Stärke
und vermehrter geistiger Leistungsfähigkeit.
Er schläft nicht, ist euphorisch und sehr
gesprächig. Nach diesem "run" fällt er in
einen 12 - 24 stündigen Schlaf, aus dem er
meist mißgelaunt und depressiv erwacht.

Das Pharmakon X setzt im Organismus bestimmte Substanzen frei, die kurzfristig leistungs- und konzentrationssteigernd wirken. Sie neutralisieren die objektiven Auswirkungen und die subjektiven Empfindungen der Müdigkeit. Die Stimmungslage wird dabei häufig etwas angehoben.

Bei dem Pharmakon X handelt es sich um ein Psychotonicum aus der Gruppe der Psychostimulantien, einer chemisch sehr uneinheitlichen Gruppe. Die älteste bekannte Substanz dieser Gruppe ist das Cocain, das aber wegen seiner toxischen und suchterregenden Wirkung in Europa überhaupt nicht mehr in Gebrauch ist.

Aus dem längeren Gebrauch des Pharmakons X
resultiert eine Abnahme der euphorisierenden
Wirkung. Um den gleichen Wirkungsgrad zu er-
zielen,,ist eine exzessive Dosissteigerung er-
forderlich, da die peripheren sympathico-mimetischen
Effekte bei längerem Gebrauch nachlassen.
Es kann sogar zu einer Sympathikusunterfunktion
mit Kollapsneigung kommen.

Die Amphetamin-Derivate, zu der das Pharmakon X

gehört und die strukturverwandten Verbindungen

werden auch als "Weckamine" bezeichnet.

Die Amphetamine gehören zu den Hauptvertretern

der heute gebräuchlichen Psychostimulantien.

Hinsichtlich der Informationsmenge zu beurteilende Paarkombinationen

- | | |
|-----------|-----------|
| 1) A - B | 15) D - K |
| 2) B - C | 16) F - C |
| 3) C - D | 17) D - G |
| 4) D - E | 18) E - H |
| 5) E - F | 19) D - A |
| 6) F - G | 20) B - F |
| 7) G - H | 21) C - H |
| 8) H - A | 22) B - G |
| 9) B - D | 23) H - B |
| 10) C - E | 24) F - A |
| 11) D - F | 25) G - A |
| 12) E - G | 26) A - E |
| 13) F - H | 27) B - E |
| 14) C - G | 28) A - C |

Vergewissern Sie Sich bitte noch einmal, ob Sie jeden Paarvergleich durchgeführt haben.

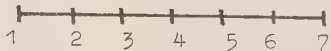
Vielen Dank!

Text G: sehr informativ



sehr wenig
informativ

Text H: sehr informativ



sehr wenig
informativ

Vergewissern Sie Sich bitte noch einmal, ob Sie bei jedem Text
eine Zahl angekreuzt haben.

Vielen Dank!

Nachdem Sie nun die acht Texte hinsichtlich der Informationsmenge, die sie Ihrer Meinung nach enthalten, nach zwei Verfahren beurteilt haben, möchten wir Sie jetzt noch bitten, diese Texte danach zu beurteilen, wieviel Angst sie Ihrer Meinung nach hervorrufen können. Zunächst wieder nach der Methode des Paarvergleichs.

Ein Beispiel: Zu vergleichen sind die Texte A und C.

A - X

Wenn Sie der Meinung sind, daß der Text C mehr Angst vor dem Psychopharmakon X hervorrufen könnte als der Text A, dann durchkreuzen Sie den Buchstaben C (wie im Beispiel).

Gehen Sie bitte genau so vor wie eben, nur mit dem Unterschied, daß Sie diesmal nicht den Informationsaspekt sondern den Ängstlichkeitsaspekt beurteilen.

Auf der folgenden Seite finden Sie die Paarvergleiche, die Sie bitte in der durchnummerierten Reihenfolge alle bearbeiten.

Bitte lassen Sie keinen Paarvergleich unbearbeitet!

Hinsichtlich des Ängstlichkeitsaspektes zu beurteilende Paar-
kombinationen.

Kreuzen Sie jeweils den Text, der Ihrer Meinung nach mehr Angst
hervorrufen könnte an.

- | | |
|-----------|-----------|
| 1) A - B | 15) D - H |
| 2) B - C | 16) F - C |
| 3) C - D | 17) D - G |
| 4) D - E | 18) E - H |
| 5) E - F | 19) D - A |
| 6) F - G | 20) B - F |
| 7) G - H | 21) C - H |
| 8) H - A | 22) B - G |
| 9) B - D | 23) H - B |
| 10) C - E | 24) F - A |
| 11) D - F | 25) G - A |
| 12) E - G | 26) A - E |
| 13) F - H | 27) B - E |
| 14) C - G | 28) A - C |

Vergewissern Sie Sich bitte noch einmal, ob Sie jeden Paar-
vergleich durchgeführt haben.

Vielen Dank!

Als letzte Aufgabe bitten wir Sie, die acht Texte hinsichtlich der Angst, die sie Ihrer Meinung nach hervorrufen können, einzustufen.

Zunächst wieder ein Beispiel: Einstufen sei der Text H.

Text H: ruft sehr viel Angst hervor 1 2 3 4 5 6 7 ruft gar keine Angst hervor

Sie haben die 4 angekreuzt, d.h. Sie sind der Meinung, daß Text H mittelmäßig viel Angst hervorrufen könnte.

Bitte stufen Sie nun jeden Text auf den folgenden Skalen ein.

Bitte kreuzen Sie nur die Zahlen und nicht die Zwischenräume an und vergessen Sie bitte keinen Text.

Nutzen Sie die ganze Skala aus!

Text A: ruft sehr viel Angst hervor 1 2 3 4 5 6 7 ruft gar keine Angst hervor

Text B: ruft sehr viel Angst hervor 1 2 3 4 5 6 7 ruft gar keine Angst hervor

Text C: ruft sehr viel Angst hervor 1 2 3 4 5 6 7 ruft gar keine Angst hervor

Text D: ruft sehr viel Angst hervor 1 2 3 4 5 6 7 ruft gar keine Angst hervor

Text E: ruft sehr viel Angst hervor 1 2 3 4 5 6 7 ruft gar keine Angst hervor

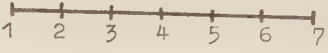
Text F: ruft sehr viel Angst hervor 1 2 3 4 5 6 7 ruft gar keine Angst hervor

Text G: ruft sehr viel
Angst hervor



ruft gar keine
Angst hervor

Text H: ruft sehr viel
Angst hervor



ruft gar keine
Angst hervor

Vergewissern Sie Sich bitte noch einmal, ob Sie bei jedem Text
eine Zahl angekreuzt haben.

Vielen Dank für Ihre Mitarbeit.

MATERIAL ZUR DATENERHEBUNG

STUDIE II

RUHR-UNIVERSITÄT BOCHUM

LEHRSTUHL MEDIZINISCHE PSYCHOLOGIE

Prof. Dr. phil. Gertrud Krüskemper

Dipl.-Psych. et cand. med. H. Seelbach

LEHRSTUHL MEDIZINISCHE PSYCHOLOGIE
POSTFACH 10 21 48 4630 BOCHUM 1

UNIVERSITÄTSSTRASSE 150
4630 BOCHUM 1
GEBÄUDE MA. 01-SÜD
POSTFACH 10 21 48
TELEFON (02 34) 7 00 54 39
TELEX 8 25 860

DEN, 1m Frühjahr 1979

Sehr geehrte Damen und Herren!

Die folgende Untersuchung, an der wir Sie bitten, mitzuwirken, will versuchen, einige bedeutsame Aspekte von Beipack-Zetteln aufzuhellen.

Ihre Aufgabe ist relativ einfach. Wir bitten Sie, neun Beipack-Zettel hinsichtlich bestimmter Aspekte, die im folgenden noch erläutert werden, zu beurteilen.

Es handelt sich dabei weder um einen Intelligenztest, noch um einen irgendwie gearteten Persönlichkeitstest. Die Untersuchung ist selbstverständlich völlig anonym.

Zunächst allerdings bitten wir Sie um einige persönliche Daten, die wir natürlich streng vertraulich behandeln und die Sie, da Sie Ihren Namen nicht anzugeben brauchen, nicht identifizierbar machen.

1) Alter :.....

2) Geschlecht:.....

3) Beruf :.....

Nun zu Ihrer Aufgabe!

Sie erhalten neun Beipack-Zettel, die durch die Zahlen 1 bis 9 gekennzeichnet sind.

Bitte lesen Sie zunächst alle Beipack-Zettel aufmerksam durch. Ihre Aufgabe besteht nun darin, diese Beipack-Zettel auf einer 7-stufigen Skala einzustufen, und zwar nach folgenden Aspekten:

- A) wie informativ ist der jeweilige Beipack-Zettel?
- B) wie verständlich ist der jeweilige Beipack-Zettel?
- C) wieviel Angst kann der jeweilige Beipack-Zettel hervorrufen?
- D) ist der Beipack-Zettel ausführlich genug?
- E) würden Sie sich an die im Beipack-Zettel gegebenen Anordnungen halten?

Nun bitten wir Sie, die neun Beipack-Zettel hinsichtlich der Informationsmenge, die sie Ihrer Meinung nach enthalten, einzustufen. Zunächst ein Beispiel: Einstufen sei der Beipack-Zettel 3.

Zettel 3: sehr informativ 1 ☒ 3 4 5 6 7 sehr wenig informativ

Sie haben die 2 angekreuzt, d.h. Sie sind der Meinung, daß Zettel 3 relativ viel Information über das Arzneimittel enthält.

Bitte stufen Sie nun jeden Zettel hinsichtlich der Informationsmenge, die er Ihrer Meinung nach enthält, auf den folgenden Skalen ein. Bitte kreuzen Sie nur die Zahlen und nicht die Zwischenräume an und vergessen Sie bitte keinen Text.

Nutzen Sie die ganze Skala aus!

Zettel 1: sehr informativ 1 2 3 4 5 6 7 sehr wenig informativ

Zettel 2: sehr informativ 1 2 3 4 5 6 7 sehr wenig informativ

Zettel 3: sehr informativ 1 2 3 4 5 6 7 sehr wenig informativ

Zettel 4: sehr informativ 1 2 3 4 5 6 7 sehr wenig informativ

Zettel 5: sehr informativ 1 2 3 4 5 6 7 sehr wenig informativ

Zettel 6: sehr informativ 1 2 3 4 5 6 7 sehr wenig informativ

Zettel 7: sehr informativ 1 2 3 4 5 6 7 sehr wenig informativ

Zettel 8: sehr informativ 1 2 3 4 5 6 7 sehr wenig informativ

Zettel 9: sehr informativ 1 2 3 4 5 6 7 sehr wenig informativ

Nun zum zweiten Aspekt, bei dem Sie angeben sollen, wie gut verständlich die Beipack-Zettel für Sie sind. Das vorgehen ist genau wie oben.

Zettel 1: sehr gut verständlich 1 2 3 4 5 6 7 vollkommen unverständlich

Zettel 2: sehr gut verständlich 1 2 3 4 5 6 7 vollkommen unverständlich

Zettel 3: sehr gut verständlich 1 2 3 4 5 6 7 vollkommen unverständlich

Zettel 4: sehr gut verständlich 1 2 3 4 5 6 7 vollkommen unverständlich

Zettel 5: sehr gut verständlich 1 2 3 4 5 6 7 vollkommen unverständlich

Zettel 6: sehr gut verständlich 1 2 3 4 5 6 7 vollkommen unverständlich

Zettel 7: sehr gut verständlich 1 2 3 4 5 6 7 vollkommen unverständlich

Zettel 8: sehr gut verständlich 1 2 3 4 5 6 7 vollkommen unverständlich

Zettel 9: sehr gut verständlich 1 2 3 4 5 6 7 vollkommen unverständlich

Jetzt sollen Sie auf der Skala angeben, wieviel Angst das auf den Beipack-Zettel Geschriebene bei Ihnen hervorrufen kann und zwar bei Ihnen und Ihrer Meinung nach.
Nutzen Sie bitte die ganze Skala aus und gehen Sie so vor wie oben.

Zettel 1: ruft sehr viel Angst hervor 1 2 3 4 5 6 7 ruft gar keine Angst hervor

Zettel 2: ruft sehr viel Angst hervor 1 2 3 4 5 6 7 ruft gar keine Angst hervor

Zettel 3: ruft sehr viel Angst hervor 1 2 3 4 5 6 7 ruft gar keine Angst hervor

Zettel 4: ruft sehr viel Angst hervor 1 2 3 4 5 6 7 ruft gar keine Angst hervor

Zettel 5: ruft sehr viel Angst hervor 1 2 3 4 5 6 7 ruft gar keine Angst hervor

Zettel 6: ruft sehr viel Angst hervor 1 2 3 4 5 6 7 ruft gar keine Angst hervor

Zettel 7: ruft sehr viel Angst hervor 1 2 3 4 5 6 7 ruft gar keine Angst hervor

Zettel 8: ruft sehr viel Angst hervor 1 2 3 4 5 6 7 ruft gar keine Angst hervor

Zettel 9: ruft sehr viel Angst hervor 1 2 3 4 5 6 7 ruft gar keine Angst hervor

Nun möchten wir wissen, ob Ihnen der Beipack-Zettel ausführlich genug ist, oder ob Sie ihn gerne noch ausführlicher gestaltet hätten.

Zettel 1: sehr ausführlich 1 2 3 4 5 6 7 viel zu kurz

Zettel 2: sehr ausführlich 1 2 3 4 5 6 7 viel zu kurz

Zettel 3: sehr ausführlich 1 2 3 4 5 6 7 viel zu kurz

Zettel 4: sehr ausführlich 1 2 3 4 5 6 7 viel zu kurz

Zettel 5: sehr ausführlich 1 2 3 4 5 6 7 viel zu kurz

Zettel 6: sehr ausführlich 1 2 3 4 5 6 7 viel zu kurz

Zettel 7: sehr ausführlich 1 2 3 4 5 6 7 viel zu kurz

Zettel 8: sehr ausführlich 1 2 3 4 5 6 7 viel zu kurz

Zettel 9: sehr ausführlich 1 2 3 4 5 6 7 viel zu kurz

Der letzte Aspekt, den wir wissen möchten, ist der folgende.
Angenommen Sie haben das auf dem Beipack-Zettel beschriebene
Arzneimittel vom Arzt verschrieben bekommen, wie genau würden
Sie Sich an die Anweisungen auf dem Beipack-Zettel halten.

Zettel 1: sehr genau 1 2 3 4 5 6 7 gar nicht

Zettel 2: sehr genau 1 2 3 4 5 6 7 gar nicht

Zettel 3: sehr genau 1 2 3 4 5 6 7 gar nicht

Zettel 4: sehr genau 1 2 3 4 5 6 7 gar nicht

Zettel 5: sehr genau 1 2 3 4 5 6 7 gar nicht

Zettel 6: sehr genau 1 2 3 4 5 6 7 gar nicht

Zettel 7: sehr genau 1 2 3 4 5 6 7 gar nicht

Zettel 8: sehr genau 1 2 3 4 5 6 7 gar nicht

Zettel 9: sehr genau 1 2 3 4 5 6 7 gar nicht

Bitte vergewissern Sie Sich noch einmal, ob Sie alle Skalen an-
gekreuzt haben!

Vielen Dank für Ihre Mitarbeit!

Novothyral®

Reine Schilddrüsenhormone

Wichtige Information, aufmerksam lesen!

Eine leichte geschmackliche Veränderung ist ohne Einfluß auf Wirkung und Verträglichkeit.

Zusammensetzung

In 1 Tablette Novothyral sind 100 µg L-Thyroxin-Na und 20 µg L-Trijodthyronin-Na enthalten.

Eigenschaften

Novothyral enthält die beiden von der Schilddrüse gebildeten Hormone L-Thyroxin und L-Trijodthyronin in reiner Form. Mit der täglichen Einnahme von Novothyral wird der Bedarf des menschlichen Organismus an den natürlich vorkommenden Schilddrüsenhormonen zuverlässig ergänzt.

Anwendungsgebiete

Kropf (blande Struma), Rezidivprophylaxe nach Kropfoperation, Schilddrüsenunterfunktion, zusätzlich bei Einnahme eines Medikamentes gegen Schilddrüsenüberfunktion und bei Entzündungen der Schilddrüse.

Dosierungs- und Anwendungswise

Novothyral darf nur auf ärztliche Verordnung eingenommen werden. Der Arzt bestimmt die erforderliche Tagesdosis und die Dauer der Anwendung. Falls vom Arzt nicht anders verordnet, können die nachstehenden Angaben als Richtlinien dienen.
Kropf (blande Struma): bei Erwachsenen: 1/2-1 (-1 1/2) Tablette täglich, bei Jugendlichen bis zum 14. Lebensjahr 1/2-1 Tablette täglich.

Rezidivprophylaxe nach Kropfoperation:

1/2-1 Tablette täglich.

Schilddrüsenunterfunktion bei Erwachsenen: Anfangsdosis 1/4-1/2 Tablette täglich etwa 14 Tage lang.

Gegebenenfalls Erhöhung der Tagesdosis im Abstand von 2 Wochen um 1/4 Tablette bis zur Erhaltungsdosis von 1/2-1 (-2) Tablette täglich.

Zusätzlich bei einem Medikament gegen Schilddrüsenüberfunktion: 1/2-1 Tablette täglich.

Entzündung der Schilddrüse: 1/2-1 Tablette täglich.

Die Einnahme der Tabletten erfolgt zweckmäßigerweise nach dem Frühstück.

Begleiterscheinungen

Novothyral ist gut verträglich. Gelegentlich können, vor allem zu Beginn der Behandlung, Unruhe, Herzklopfen, übermäßiges Schwitzen oder Durchfall auftreten. In diesem Fall kann es angezeigt sein, nach Rücksprache mit dem Arzt, die Tagesdosis herabzusetzen.

Unverträglichkeiten

Novothyral soll bei Myokardinfarkt, Angina pectoris, Myokarditis und tachykarder Herzinsuffizienz nicht angewandt werden, es sei denn, daß der Arzt es ausdrücklich gestattet hat.

Zur Beachtung!

Während der Schwangerschaft ist die Einnahme von Novothyral besonders wichtig und fortzusetzen. Bei Herz- und Kreislauferkrankungen sollte die Behandlung mit niedriger Dosis begonnen werden und in größeren Zeitabständen erhöht werden. Bei gleichzeitiger Behandlung mit Antikoagulantien oder bei Diabetikern sind zu Beginn der Novothyral-Behandlung regelmäßige ärztliche Kontrollen angezeigt. Bei gleichzeitiger Behandlung mit Colestyramin ist zu beachten, daß die Resorption von Schilddrüsenhormonen hierdurch vermindert wird. Novothyral sollte deshalb 4-5 Stunden vor der Colestyramin-Dosis eingenommen werden. Diphenylhydantoin verdrängt L-Thyroxin aus der Eiweißbindung. Während der Novothyral-Therapie sollte Diphenylhydantoin nicht intravenös gegeben werden.

Arzneimittel sorgfältig aufbewahren!

Vor Kindern sichern!

Originalpackungen

Packungen mit 50 und 100 Tabletten, außerdem Klinikpackung mit 500 Tabletten.

Wichtige Information, aufmerksam lesen!

Nobrium

Zusammensetzung	Nobrium® enthält als Wirkstoff in 1 Kapsel 5 mg bzw. 10 mg Medazepam (7-Chlor-2,3-dihydro-1-methyl-5-phenyl-1H-1,4-benzodiazepin).	
Eigenschaften	Nobrium ist ein vielseitig und zuverlässig wirksames Arzneimittel. Es bewirkt eine fühlbare Entspannung und führt dadurch bei nervösen, überreizten und überforderten Patienten zur Wiedererlangung einer ruhigen Aktivität und eines ausgeglichenen Allgemeinbefindens.	
Anwendungsgebiete	Nobrium wird nach den Weisungen des Arztes bei Störungen des Befindens und Verhaltens, gekennzeichnet durch mangelnde Aktivität, erhöhtes Spannungsgefühl und Stimmungsverlust, individuell verabreicht.	
Dosierung und Anwendungsweise	Falls vom Arzt nicht anders verordnet, kann bei üblichen Formen nervöser Reizbarkeit und bei Überforderungssyndrom täglich 3mal 1 Kapsel Nobrium 5 eingenommen werden. Bei jugendlichen Patienten, bei schwächlicher körperlicher Verfassung und im hohen Alter sind täglich 2mal 1 Kapsel Nobrium 5 oft ausreichend. Zur Abschirmung in Krisensituationen oder zur ausschließlichen Behandlung genügt meist täglich 1 Kapsel Nobrium 5. Bei starker innerer Unruhe, Angst, schweren Störungen des Befindens, Verhaltens und der Organfunktionen können täglich 3mal 1 Kapsel Nobrium 10 verabreicht werden. Kapseln unterkaut mit Flüssigkeit einnehmen.	
Nebenwirkungen und Begleiterscheinungen	Nobrium ist gut verträglich. Im angegebenen Dosierungsbereich sind kaum Nebenwirkungen zu erwarten. In Ausnahmefällen, besonders bei älteren und schwächlichen Patienten kann es zu leichter Müdigkeit kommen. Diese Erscheinung ist dosisabhängig und läßt sich durch Anpassung der Dosierung vermeiden.	
Unverträglichkeiten und Risiken	Mit Rücksicht auf den muskelentspannenden Effekt sollte Nobrium bei der Myasthenia gravis nicht eingenommen werden. Wie für alle psychoaktiven Substanzen gilt auch für Nobrium, daß man unter dem Einfluß seiner Wirkung keinen Alkohol genießen sollte, da die individuelle Reaktion im einzelnen nicht vorauszusehen ist. Wird Nobrium mit anderen Präparaten, die auf das zentrale Nervensystem einwirken, wie Neuroleptika, Tranquilizer, Antidepressiva, Schmerz- und Schlafmitteln, kombiniert, so ist zu beachten, daß es deren Wirkung verstärken kann.	
Besondere Hinweise	Wie alle Heilmittel vom gleichen Wirkungstyp kann auch Nobrium je nach Anwendung, Dosis und individueller Empfindlichkeit das Reaktionsvermögen (z. B. Fahrtüchtigkeit, Verhalten im Straßenverkehr) beeinflussen. Im übrigen wird an den ärztlichen Grundsatz erinnert. Medikamente in der Frühschwangerschaft nur bei zwingender Indikation zu verabreichen.	
Darreichungsform und Packungsgrößen	Nobrium 5 Kapseln zu 5 mg (orange-elliptisch) Nobrium 10 Kapseln zu 10 mg (orange-schwarz) Außerdem weitere Analsatzpackungen	20, 50 und 250 20, 50 und 250

Arzneimittel sorgfältig aufbewahren! Vor Kindern sichern!

Wichtige Information, aufmerksam lesen!

Isocillin® 1,2 Mega Isocillin

Phenoxymethylpenicillin-Kalium

Zusammensetzung

1 Oblong-Tablette Isocillin 1,2 Mega enthält 1 200 000 I.E. (780 mg) 8-Phenoxyacetylmethylpenicillins als Kaliumsalz

1 Oblong-Tablette Isocillin enthält 800 000 I.E. (390 mg)

1 ml Salzlösung 80 000 I.E. (39 mg) 8-Phenoxyacetylmethylpenicillins als Kaliumsalz und Kohlenhydrate entsprechend 0,105 g Glukose (= 0,009 B.E.)

Eigenschaften

Isocillin ist ein gut verträgliches Penicillinpräparat mit hervorragender Wirkung auf grampositive Erreger außer auf penicillinresistente Streptokokken. Es wird nach oraler Verabreichung gut resorbiert, so daß innerhalb kurzer Zeit hohe und leicht wirksame Konzentrationen im Blut und Gewebe erreicht werden.

Anwendungsgebiete

Bakterielle Infektionen durch grampositive Erreger wie Angina (Tonsillitis), Bronchitis, Bronchopneumonie, Mittelohrentzündung, Entzündung der Nasen- und Kieferhöhlen, Furunkel, Abszesse, Phlegmone, Erysipel, Scharlach, Verminderung der Keimstreue bei Herdsanierung und rheumatischem Fieber. Zur Unterstützung der Injektionsbehandlung mit Penicillin G bei bakteriellen Karditis.

Zahnheilkunde

Initiale, erschwerte Zahndurchbruch, Streuschutz bei Herdsanierung, zur Infektionsvorbeugung bei operativer Zahnentfernung, Kieferbrüchen sowie Eitrit der Kieferhöhlen, heftige Entzündung des Zahnfleisches und der Mundschleimhaut.

Dosierung und Anwendungswiese

Wenn vom Arzt nicht anders verordnet, erhalten Erwachsene und Schulkinder an den ersten beiden Tagen 3mal täglich 1 Tablette der verordneten Stärke, vom 3. Tag an kann die Dosis gegebenenfalls auf 2mal 1 Tablette verringert werden. Für Säuglinge und Kleinkinder steht Isocillin als Salzlösung zur Verfügung. Im allgemeinen beträgt die Tagesdosis für Säuglinge 3mal 150 Meßlöffel (3mal 150 000 I.E.).

Kleinkinder (je nach Alter)

3mal 1 Meßlöffel

(3mal 300 000 I.E.)

Schulkinder (wenn die Tablettenaufnahme erschwert ist)

3mal 2 Meßlöffel

(3mal 600 000 I.E.)

Je nach Erregerempfindlichkeit und Art der Erkrankung können auch höhere Dosen erforderlich sein.

Um Rückfälle zu vermeiden, soll Isocillin etwa noch 3 Tage nach Abklingen der Krankheitssymptome gegeben werden.

Es empfiehlt sich, Isocillin auf leeren Magen, am besten 1 Stunde vor den Mahlzeiten zu nehmen. Die Tabletten sollen unterkaut mit etwas Flüssigkeit hinuntergeschluckt werden.

Nebenwirkungen, Begleiterscheinungen

Beim Auftreten unerwünschter Begleiterscheinungen ist unverzüglich der Arzt zu benachrichtigen.

Magen-Darmsstörungen, wie Übelkeit, Erbrechen oder Durchfall sind selten und zwingen meist nicht zum Absetzen des Medikamentes.

Wie bei jedem Antibiotikum können während der Behandlung Überempfindlichkeitserscheinungen auftreten, die sich praktisch an jedem Organ äußern können, z.B. Hautausschläge. Sie klingen nach Absetzen des Präparates im allgemeinen rasch ab.

Es ist zu beachten, daß bei Penicillinallergie eine Überempfindlichkeit gegen alle Penicilline, auch gegen halbsynthetische Penicillinderivate, gelegentlich auch gegen Cephalosporine vorliegt.

Unverträglichkeiten und Risiken

Bei Penicillinüberempfindlichkeit soll Isocillin nicht gegeben werden.

Besondere Hinweise

Wie bei anderen oral verabreichten Arzneimitteln ist eine zuverlässige Resorption bei Magen- und Darmerkrankungen, die mit Erbrechen und Durchfällen einhergehen, nicht gewährleistet. In diesen Fällen sollte von der Anwendung von Isocillin abgesehen werden und auf ein injizierbares Penicillin übergegangen werden.

Unter der Therapie mit Penicillin-Präparaten können die nichtenzymatischen Harnzuckerreaktionen sowie der Urobilinogennachweis gestört werden.

Die in 100 ml Salzlösung enthaltenen Kohlenhydrate sind äquivalent 10,5 g

Glukose (0,875 B.E.)

1 Meßlöffel entspricht demnach 0,53 g Glukose (= 0,044 B.E.)

Darreichungsformen und Packungsgrößen

Isocillin 1,2 Mega

10 und 20 Oblong-Tabletten (mit Bruchritze)

Isocillin

10 Oblong-Tabletten

Anstaltspackungen

Salzlösung

Flaschen mit 75 ml und 150 ml

Jeder Flasche ist ein graduierter Meßlöffel (= 5 ml) beigelegt.

Arzneimittel sorgfältig aufbewahren! Vor Kindern sichern!

Wichtige Information, aufmerksam lesen!

Rimifon

Tuberkulostatikum

Zusammensetzung	Rimifon® enthält als Wirkstoff in einer Tablette 100 mg bzw. 200 mg Isoniazid (Isonicotinsäurehydrazid, INH)	
Eigenschaften	Rimifon hemmt das Wachstum der Tuberkelbazillen.	
Anwendungsgebiete	Alle Formen der Tuberkulose.	
Dosierung und Anwendungsweise	Falls vom Arzt nicht anders verordnet, sind 7 mg/kg Körpergewicht über den Tag verteilt nach den Mahlzeiten einzunehmen. Kinder erhalten 7–10 mg/kg Körpergewicht pro Tag, je nach Schwere der Erkrankung auch mehr. Bei tuberkulöser Hirnhautentzündung ist eine möglichst hohe Dosierung angebracht, z. B. beim Kind 20–30–50 mg/kg Körpergewicht. Rimifon darf nur unter ärztlicher Kontrolle eingenommen werden.	
Nebenwirkungen und Begleiterscheinungen	Rimifon ist in den genannten Dosen gut verträglich. Nebenwirkungen wie Schwindelgefühl, Kopfschmerzen, Verstopfung sind meist vorübergehend oder verschwinden bei Verringerung der Dosis bzw. nach kurzfristigem Absetzen des Medikamentes.	
Unverträglichkeiten und Risiken	Bei langdauernder Verabreichung hoher Dosen können evtl. auftretende Taubheitsgefühle, Gefühlslosigkeit oder Kribbeln in den Armen und Beinen durch Gaben von Vitamin B ₆ (z. B. Benadon® Roche) günstig beeinflusst werden. Unter der Wirkung von Rimifon sollte man keinen Alkohol genießen, da die individuelle Reaktion im einzelnen nicht vorauszusehen ist.	
Besondere Hinweise	Wie alle Arzneimittel vom gleichen Wirkungstyp kann auch Rimifon je nach Anwendung, Dosis und individueller Empfindlichkeit das Reaktionsvermögen (z. B. Fahrtüchtigkeit, Verhalten im Straßenverkehr) beeinflussen. Im übrigen wird an den ärztlichen Grundsatz erinnert, Medikamente in der Frühschwangerschaft nur bei zwingender Indikation zu verabreichen.	
Darreichungsformen und Packungsgrößen	Tabletten zu 100 mg Tabletten zu 200 mg Außerdem weitere Anstapackungen	100 und 1000 50 und 500

Arzneimittel sorgfältig aufbewahren! Vor Kindern sichern!

Aponal® 5 • Aponal® 10

Psycho-Tensolytikum

Zusammensetzung: Aponal 5 bzw. Aponal 10 enthält als Wirkstoff in einem Dragée 5 mg bzw. 10 mg Doxepin (internationale Kurzbezeichnung) in Form von 5,65 mg bzw. 11,31 mg N-13-(6H-Dibenz [b, e] oxepin-11-yliden)-propyl-N, N-dimethyl-amin-hydrochlorid (Doxepin-Hydrochlorid).

Eigenschaften: Aponal 5 bzw. Aponal 10, das Psycho-Tensolytikum, löst innere Spannung, Angst, Erregung, wirkt schlafanstoßend und sedierend und heilt zusätzlich depressive Verstimmungen auf.

Der spannungs- und angstlösende sowie sedierende Effekt tritt bereits nach 1 bis 2 Stunden ein. Die stimmungsaufhellende Wirkung ist nach einer Therapiedauer von 5 bis 6 Tagen zu erwarten.

Indikationen: Aponal 5 bzw. Aponal 10 ist angezeigt bei depressiven Verstimmungen, innerer Spannung, Unruhe, Angst und Schlafstörungen.

1. Bei organischen Erkrankungen, wenn unter der Behandlung des Grundleidens allein - z. B. mit Antihypertonika, Kardiaka - die genannten psychischen Symptome bestehen bleiben oder auftreten.

2. Bei psychosomatischen Erkrankungen, besonders mit folgenden vielfältigen, subjektiven, körperlichen Beschwerden: Druckgefühl auf der Brust, Oppressionsgefühl und Herzsensationen, Schmerzen in der Herzgegend, beeinträchtigte Atmung, Globusgefühl, epastische Magen-Darm-Beschwerden, epastische Beschwerden im Urogenital-System, Rückenschmerzen, neuralgiforme Schmerzen, hartnäckiger Kopfdruk.

3. Bei Entziehungserscheinungen nach Absetzen von Schlafmitteln, Alkohol und anderen zur Gewöhnung oder Sucht führenden psychoaktiven Stoffen.

Dosierung: Beginn der Behandlung im allgemeinen mit 1 Dragée Aponal 5 am Abend, und zwar 2-3 Stunden vor dem Schlafengehen.

Falls erforderlich, Dosiserhöhung auf 2 Dragées Aponal 5 (oder 1 Dragée Aponal 10) am Abend 2-3 Stunden vor dem Schlafengehen.

Reicht die alleinige Gabe am Abend nicht aus, können je nach Ansprechen 1-2 Dragées Aponal 5 oder Aponal 10 zusätzlich über den Tag verteilt langsam steigend gegeben werden, z. B. 1 Dragée am Vormittag und/oder 1 Dragée am Nachmittag.

Ambulant behandelte Patienten sollten nach Möglichkeit nicht mehr als 75 mg pro Tag erhalten.

Die Behandlung kann unter intensiver ärztlicher Kontrolle über Monate durchgeführt werden.

Kontraindikationen: Glaukom, Neigung zur Harnverhaltung, Alkoholdelir, Schlafmittelvergiftung.

Verträglichkeit: Aponal 5 bzw. Aponal 10 ist sehr gut magenverträglich. Aponal 5 bzw. Aponal 10 behebt depressive Verstimmungen, verursacht aber keine Euphorie. Es sind weder Gewöhnung noch Sucht beobachtet worden. Nach Absetzen des Präparates treten keine Entziehungserscheinungen auf.

Nebenwirkungen: In seltenen Fällen können vegetative Symptome, wie Mundtrockenheit, Stuhlverstopfung, Sehstörungen, Herzklopfen, Schwitzen, Hitze- und Kälteempfindungen, Schwindelgefühl und Ohrensausen auftreten. Sie sind im allgemeinen leicht und gehen oft bei Fortsetzung der Therapie oder Dosisreduzierung zurück.

Bei sehr selten auftretenden Allergien, wie Juckreiz, und Hauterscheinungen sowie beim Auftreten von Schluckbeschwerden, Zittern der Hände, Speichelfluß, Muskelspannungen, ist die Behandlung zu unterbrechen und der behandelnde Arzt aufzusuchen.

Hinweise: Obwohl Untersuchungen beim Tier bisher keine teratogenen Wirkungen gezeigt haben, soll Aponal 5 bzw. Aponal 10 in der Schwangerschaft nur angewandt werden, wenn es nach Ansicht des Arztes für den Zustand der Patientin notwendig ist.

Kindern unter 14 Jahren soll Aponal 5 bzw. Aponal 10 nicht verabreicht werden, da ausreichende klinische Erfahrungen bei Kindern zur Zeit noch nicht vorliegen. Aponal 5 bzw. Aponal 10 ist vor dem Zugriff von Kindern zu schützen.

Da ähnlich konfigurierte trizyklische Psychopharmaka das Reizleitungssystem stören können, wird bei Patienten mit schwerer manifester Herz-Kreislaufinsuffizienz oder mit Reizleitungsstörungen eine sorgfältige ärztliche Überwachung empfohlen.

Das gleiche gilt für Patienten mit erhöhter cerebraler Krampfbereitschaft.

Nach der Behandlung mit Monoaminoxidase-Hemmern (Thymeretika) soll bis zum Behandlungsbeginn mit Aponal 5 bzw. Aponal 10 eine Pause von 14 Tagen eingehalten werden.

Es ist zu beachten, daß die unter Aponal 5 bzw. Aponal 10 evtl. auftretende Müdigkeit sowie eine mögliche Verstärkung der Wirkung von Alkohol, Beruhigungs- und Schlafmitteln (Tranquilizer) und Schmerzmitteln die Reaktionsfähigkeit beeinflussen kann.

Dies ist besonders wichtig für Patienten, deren Tätigkeit erhöhte Aufmerksamkeit erfordert, z. B. Verkehrsteilnehmer u. a.

Handelsformen:

Aponal 5 OP mit 20 und 50 Dragées • AP mit 250 Dragées
Aponal 10 OP mit 20 und 50 Dragées • AP mit 250 Dragées

Bactrim

Mittel zur Bekämpfung bakterieller Infektionen

Tabletten (forte), Tabletten, Kinder-Tabletten, Sirup für Erwachsene, Sirup für Kinder

Zusammensetzung

Bactrim® enthält als Wirkstoffe Trimethoprim (2,4-Diamino-5-[3,4,5-trimethoxy-benzyl]-pyrimidin) und Sulfamethoxazol (N-[5-Methyl-isoxazol-3-yl]-sulfanilamid)

1 Tablette (forte) enthält 160 mg Trimethoprim und 800 mg Sulfamethoxazol, 1 Tablette enthält 80 mg Trimethoprim und 400 mg Sulfamethoxazol, 1 Kinder-Tablette enthält 20 mg Trimethoprim und 100 mg Sulfamethoxazol, 5 ml (1 Meßlöffel) bzw. Teelöffel Sirup für Erwachsene enthalten 80 mg Trimethoprim und 400 mg Sulfamethoxazol (sowie 2,5 g Zucker), 5 ml (1 Meßlöffel bzw. Teelöffel) Sirup für Kinder enthalten 40 mg Trimethoprim und 200 mg Sulfamethoxazol (sowie 2,5 g Zucker). Die Tablettenformen enthalten keinen Zucker.

Eigenschaften

Bactrim ist eine Kombination von Trimethoprim und Sulfamethoxazol, deren bakterizide Wirkung auf der stufenweisen Blockade zweier bakterieller Enzymsysteme beruht. Diese Bakterizide besteht bereits bei Konzentrationen, bei denen die Einzelsubstanzen in der Regel nur bakteriostatisch wirken. Die Gefahr der Resistenzentwicklung wird auf ein Minimum reduziert. Bactrim ist oft wirksam gegen Organismen, die gegen die Einzelkomponenten resistent sind.

Bactrim wirkt gegen ein breites Spektrum grampositiver und gramnegativer Erreger wie Streptokokken, Staphylokokken, Pneumokokken, Haemophilus influenzae, Neisseria, Escherichia coli, Proteus mirabilis, Proteus vulgaris, Bordetella, Salmonella, Klebsiella, Aerobacter, Shigella, Vibrio cholerae, Brucella, Pseudomonas pseudomallei, Pseudomonas cepacia, Pneumocystis carinii, Serratia marcescens, Yersinia und Nocardia.

Anwendungsgebiete

Infektionen der oberen und der unteren Luftwege: akute und chronische Bronchitis, Bronchiektasen, Pneumonie (einschließlich Pneumocystis carinii-Pneumonie), Pharyngitis, Tonsillitis, Sinusitis, Otitis media.

Infektionen der Nieren und der ableitenden Harnwege: akute und chronische Zystitis, Pyelonephritis, Urethritis.

Infektionen der weiblichen und der männlichen Genitalorgane, einschließlich Gonorrhoe, Prostatitis.

Infektionen des Magen-Darm-Traktes, einschließlich Typhus und Paratyphus (auch Behandlung von Dauer-schüben), Bakterienruhr, Cholera (als medikamentöse Maßnahme zur Flüssigkeits- und Elektrolytersatztherapie).

Infektionen der Haut und der Weichteile: Pyodermien, Furunkel, Abszesse sowie Wundinfektionen.

Andere bakterielle Infektionen: akute und chronische Osteomyelitis, akute Brucellose, durch sensible Keime verursachte Septikämien, Nocardiosen, Myzelom (außer wenn durch echte Pilze verursacht), sudanesisches Blastomycose.

Dosierung und Anwendungshinweise

Soweit nicht anders verordnet, werden die im folgenden angegebenen Dosen – morgens und abends – nach dem Essen verabreicht. Tabletten mit Flüssigkeit einnehmen.

Erwachsene und Kinder über 12 Jahre	Tabletten (forte)		Tabletten		Maß- bzw. Teelöffel (5 ml) Sirup für Erwachsene	
	morg.	abd.	morg.	abd.	morg.	abd.
Standarddosis	1	1	2	2	1	1
Minimaldosis u. Dosierung f. Langzeitbehandlung (mehr als 2 Wochen)	½	½	1	1	½	½
Maximaldosis (für besonders schwere Fälle)	1½	1½	3	3	3	3
Gonorrhoe (Eintagesbehandlung Abstand zwischen den beiden Gaben 8 Stunden)	2½	2½	6	6	6	6

Kinder	Kinder-Tabletten		Maß- bzw. Teelöffel (5 ml) Sirup für Kinder		Tabletten		Maß- bzw. Teelöffel (5 ml) Sirup für Erwachsene	
	morg.	abd.	morg.	abd.	morg.	abd.	morg.	abd.
6 Wochen–5 Monate	–	–	½	½	–	–	–	–
6 Monate–1 Jahr	–	–	1	1	–	–	–	–
2 Jahre–5 Jahre	2	2	1	1	½	½	½	½
6 Jahre–12 Jahre	4	4	2	2	1	1	1	1

Pneumocystis carinii-Pneumonie Dosierung nach Körpergewicht: 10 mg Trimethoprim + 50 mg Sulfamethoxazol pro kg/Tag (genaue Angabe s. Arzt-Information)

Bei akuten Infektionen muß Bactrim wenigstens 5 Tage lang gegeben werden, oder so lange, bis 2 Tage Beschwerdefreiheit besteht. Bei längerer Dauer der Behandlung sollte, je nach Krankheitsverlauf, etwa ab der 3. Behandlungswoche die Einzeldosis auf die Hälfte verringert werden.

Nebenwirkungen, Begleiterscheinungen

Bactrim ist in der angegebenen Dosierung gut verträglich. Manchmal können Übelkeit und Erbrechen sowie Hautveränderungen (Rötung, Juckreiz, Ausschlag, Bläschen) auftreten. Hiermit ist der Arzt sogleich zu verständigen. In vorerwähnten Fällen sind Blutbildveränderungen beobachtet worden. Dabei handelt es sich fast stets um leichte Erscheinungen, die sich in den meisten Fällen nach Absetzen des Präparates zurückbilden.

Unverträglichkeiten und Risiken

Bactrim ist nicht angezeigt bei schweren Leberschäden, bei Veränderungen des Blutes sowie bei schwerem Nierenschaden, falls wiederholte Bestimmungen der Plasmakonzentrationen von Bactrim nicht durchgeführt werden können.

Das Präparat darf beim Vorliegen einer Sulfonamidüberempfindlichkeit oder gleichzeitiger Gabe von Hexamethylentetramin nicht verabreicht werden.

Aus Sicherheitsgründen ist Bactrim während der Schwangerschaft kontraindiziert. Falls eine solche nicht ausgeschlossen werden kann, sind mögliche Risiken gegen den erwarteten therapeutischen Effekt abzuwägen. Ferner sollte Bactrim Früh- und Neugeborenen während der ersten Lebenswochen nicht gegeben werden.

Besondere Hinweise

In Fällen mit einer chronischen Nierenfunktionsstörung ist die Dosis herabzusetzen bzw. der Zeitabstand zwischen den einzelnen Gaben zu verlängern, um eine Anhäufung des Wirkstoffes im Blut zu vermeiden. Bei solchen Patienten sollten Bestimmungen der Plasmakonzentrationen durchgeführt werden.

Bei Schilddrüsenfunktionsstörungen ist der Arzt zu konsultieren.

Falls Bactrim über längere Zeit verabreicht wird, sind regelmäßige Blutbildkontrollen angezeigt. Außerordentlich selten können Veränderungen auftreten, die auf einen Folsäuremangel schließen lassen und durch eine Folsäurebehandlung beseitigt werden können.

Wenn während der Behandlung Hautausschläge auftreten, ist das Medikament unverzüglich abzusetzen und der Arzt anzuschreiben.

Bactrim kann die Wirkung von gleichzeitig verabreichten oralen Antikoagulantien (z. B. Warfarin, Coumadin, Neoparin) verstärken.

Bei Tuberkulose und Syphilis ist Bactrim nicht wirksam.

Darreichungsformen und Packungsgrößen

Bactrim Roche		Bactrim forte Roche	
Tabletten	20, 50 und 250	Tabletten	10, 25 und 250
Kinder-Tabletten	20, 50 und 250	Außerdem weitere Anstaltspackungen	
Sirup für Erwachsene	100 und 500 ml	Kombinationspackungen	
Sirup für Kinder	100 und 500 ml	10 Tabletten Bactrim forte Roche + 5 Kinder-Tabletten Sirup retard	
Außerdem weitere Anstaltspackungen			

Arzneimittel sorgfältig aufbewahren! Vor Kindern sichern!

Gebrauchsinformation, sorgfältig lesen!

Depot-Insulin**klar****Mittellang wirkendes Insulin**

Zusammensetzung: 1 ml Lösung enthält 40 I.E. chromatografisch gereinigtes Insulin vom Rind (CR) und 0,167 mg N,N'-Bis-[4-amino-2-methyl-chinoyl-(6)]-harnstoff-dihydrochlorid (Surfen®) als Depotkörper.

Eigenschaften: Depot-Insulin Hoechst klar ist das Standard-Intermediär-Insulin für Diabetiker aller Schweregrade. Die blutzuckersenkende Wirkung tritt kräftig in der ersten Stunde nach Einspritzung unter die Haut oder in einen Muskel ein, der Wirkungspiegel liegt 2-8 Stunden nach der Injektion, die Wirkungsdauer beträgt unter langsamer Wirkungsabnahme 10-16 Stunden.

Depot-Insulin Hoechst klar ist mit Insulin Hoechte® in jedem Verhältnis mischbar.

Anwendungsgebiete: Depot-Insulin Hoechst klar ist angezeigt bei Erwachsenen-Diabetes, sofern dieser nicht oder nicht mehr mit oralen Antidiabetika behandelt werden kann, bei stabilem jugendlichem Diabetes.

Dosierung und Anwendungswise: Subkutan (unter die Haut) oder intramuskulär (in den Muskel) 30 - 45 Minuten vor dem ersten Frühstück bzw. Abendsessen meistens unter 40 - 50 I.E. als Einzeldosis spritzen. Bei höherem Insulin-Bedarf ist in der Regel eine zweite Injektion pro Tag erforderlich. Wird bei Erst- und Neuinstellungen von Insulin Hoechst auf Depot-Insulin Hoechst klar übergegangen, kann im allgemeinen die vorher benötigte Dosis von Akt-Insulin um $\frac{1}{4}$ bis $\frac{1}{2}$ vermindert werden.

Zur Einnahme von Insulin aus der Flasche wird der freiliegende Teil des Gummistopfens mit reinem 80%igem Alkohol gesäubert und mit der Kanüle durchgestochen.

Eine Ein- bzw. Umstellung auf Depot-Insulin Hoechst klar darf nur unter ärztlicher Kontrolle vorgenommen werden.

Die vom Arzt festgelegte Einstellung (tägliche Insulin-Dosis, DIät und gewohnte körperliche Betätigung) ist genau einzuhalten und darf nicht eigenmächtig geändert werden.

Nebenwirkungen, Begleiterscheinungen: Bei der Anwendung aller Insulin-Präparate können Nebenwirkungen auftreten. Zu Beginn der Insulin-Therapie kann es an der Injektionsstelle zu einer Wasseransammlung im Gewebe (Insulin-Ödem) und zu einer Verschlechterung des Sehvermögens kommen. Diese Nebenwirkungen verschwinden meist wieder im weiteren Behandlungsverlauf ohne spezielle Therapie.

Vereinzelte kann es unter der Insulin-Behandlung zu Schwund oder Vermehrung des Fettgewebes (Lipodystrophie) an der Injektionsstelle kommen. Diese Erscheinungen lassen sich weitgehend durch ständigen Wechsel der Injektionsstelle vermeiden.

Allergische Reaktionen sind relativ selten und treten im allgemeinen 8 - 14 Tage nach Beginn einer Insulin-Behandlung in Form von Hautrötungen verschiedener Schweregrade auf. Die leichten Rötungen verschwinden meist von selbst im weiteren Verlauf der Behandlung. Sehr selten sind Fälle von starken Hautrötungen und Quaddelbildungen mit Juckreiz. Insbesondere wenn diese Er-

scheinungen nicht nur auf die Injektionsstelle beschränkt bleiben und kurz nach der Spritze (wenige Minuten bis $\frac{1}{2}$ Stunde) auftreten, ist sofort der Arzt zu verständigen.

Unverträglichkeiten und Risiken: Während der Behandlung mit Depot-Insulin Hoechst klar kann es bei ungewohnter körperlicher Belastung oder bei unregelmäßiger Nahrungsaufnahme zu einer zu starken Senkung des Blutzuckers (Hypoglykämie) kommen. Die Anzeichen hierfür können sein: Kopfschmerzen, Reizbarkeit, depressive Verstimmungen, Unruhezustände, Benommenheit, Schlafstörungen, Zittern, starkes Schwitzen, Leistungsminderung. Die Unterzuckerungserscheinungen lassen sich durch Zufuhr von Kohlenhydraten (Zucker) fast immer rasch beheben. Von der abgelaufen hypoglykämischen Reaktion ist der behandelnde Arzt alsbald zu unterrichten, der dann prüfen wird, ob die Dosierung korrigiert werden muß. Kann die Hypoglykämie nicht sofort behoben werden, so ist dringlich ein Arzt zu rufen.

Bei gleichzeitiger Verabreichung von Depot-Insulin Hoechst klar und anderen Medikamenten sind sowohl unerwünschte Blutzuckersenkungen als auch Blutzuckersteigerungen möglich. Deshalb sollten Patienten, die mit Depot-Insulin Hoechst klar behandelt werden, andere Medikamente nur mit Wissen bzw. auf Verordnung des behandelnden Arztes einnehmen.

Alkohol kann die blutzuckersenkende Wirkung von Insulin verstärken.

Besondere Hinweise: Zur Erzielung einer guten Stoffwechsellaage ist der vom Arzt vorgeschriebene Behandlungsplan und insbesondere die Diätvorschrift nach Menge, Zusammensetzung und Einnahmezeitpunkt strikt einzuhalten. Die Diätbehandlung des Diabetes bzw. der ersten Linie eine Normalisierung des Körpergewichts und ist unabhängig von der sonstigen Behandlung, die der Arzt im Einzelfall vorschreibt. Die Diätvorschriften dürfen auf keinen Fall durch die Behandlung mit Insulin ersetzt werden.

Bei starken Belastungen (z.B. ungewohnte körperliche Anstrengung, tieferhaltene Erkrankungen, Schwangerschaft, Aufregungen) ist eine sorgfältige Kontrolle des Zuckerstoffwechsels durch den Arzt notwendig. Kommt es während der Behandlung mit Insulin zu anderen Erkrankungen, so ist unverzüglich der behandelnde Arzt zu Rate zu ziehen.

Es ist zu beachten, daß Unterzuckerungserscheinungen (siehe oben) zu einer Beeinträchtigung der Konzentrationsfähigkeit, z.B. im Straßenverkehr, führen. Jeder Diabetiker sollte regelmäßig zu den vom Arzt angeordneten Blut- und Harnzuckerkontrollen erscheinen. Bei Arztwechsel (z.B. Krankenhausaufenthalt nach Unfall, Erkrankung im Urlaub) muß der Diabetiker den behandelnden Arzt auf seine Zuckerkrankheit hinweisen.

Spuren von Alkohol in der Spritze genügen, um nach Injektionen lästige und schmerzhaft Gewebshärtungen auftreten zu lassen. Aus diesen Gründen empfiehlt es sich, die Injektionspritzen und -nadeln vor dem Gebrauch mit frisch abgedestilliertem oder sterilem destilliertem Wasser durchzuspielen.

Bei der Einnahme von Depot-Insulin Hoechst klar aus der Flasche dürfen auf keinen Fall Spuren von Desinfektions- oder Reinigungsmitteln in die Lösung gelangen, da sonst eine Trübung der Lösung und Wirkungsminde rung unvermeidlich sind.

Darreichungsform und Packungsgrößen

1, 5 und 25* Flaschen mit 10 ml (1 ml = 40 I.E.)

*Anstaltspackung

Arzneimittel sorgfältig
aufbewahren!
Vor Kindern sichern!

Wichtige Information, aufmerksam lesen!

Librium

Gegen neurovegetative Störungen

Zusammensetzung Librium® enthält als Wirkstoff in 1 Dragee 5 mg Chlördiazepoxid (7-Chlor-2-methylamino-5-phenyl-3H-1,4-benzodiazepin-4-oxid), in 1 Kapsel 10 mg Chlördiazepoxid als Hydrochlorid.

Eigenschaften Librium ist ein rasch und zuverlässig wirkendes Medikament mit breitem Anwendungsgebiet, dessen gute Verträglichkeit und Unschädlichkeit bei bestimmungsgemäßem Gebrauch aufgrund mehr als eines Jahrzehntes weltweiter Erfahrung als gesichert gelten kann. Im Vordergrund seiner Wirkung stehen beruhigende, gegen über äußeren Reizen abschirmende, Angst- und Spannung lösende Eigenschaften. Darüber hinaus werden auch die mit nervösen Störungen oft verbundenen oder durch sie unterhaltenen körperlichen Mißempfindungen und Schlafstörungen rasch behoben.

Anwendungsgebiete Neurovegetative Störungen mit ihren Auswirkungen

- 1. Im psychischen Bereich:**
Nervosität, Reizbarkeit, Stimmungsinstabilität, Angstgefühle, innere Unruhe- und Spannungszustände, Konzentrationsstörungen, Grübeleien, Einschlaf- und Durchschlafstörungen.
- 2. Im körperlichen Bereich:**
Mißempfindungen wie Spannungskopfschmerzen, Herzklopfen, Herzjagen, Herzstolpern, Beklemmungsgefühl, stechende, brennende oder ziehende Schmerzen in der Brust, anfallsweise Atemnot, Kloßgefühl, Aufstoßen, Schluckbeschwerden, Druck- oder Völlegefühl, Verdauungs- und Ausscheidungsstörungen mit krampfartigen oder brennenden Schmerzen im Leib, Nacken-, Schulter- und Rückenschmerzen, Muskelzuckungen, Zittern, Unruhe in den Beinen, Hitzegefühl, Schweißausbrüche, Juckreiz usw.

Dosierung und Anwendungsweise Folgende Angaben können als Richtlinie dienen.
Wenn vom Arzt nicht anders empfohlen, können Erwachsene bei den oben angegebenen Beschwerden 3mal 1 Dragee Librium 5 bzw. 3mal 1 Kapsel Librium 10 einnehmen.
Zur Beruhigung vor diagnostischen und therapeutischen Eingriffen (z. B. in der Zahnheilkunde, Hals-Nasen-Ohrenheilkunde, Urologie, Gynäkologie) sowie nach Operationen 20 bis 30 mg am Vorabend sowie 1 Stunde vor Eingriff. Nach einer Operation zunächst 30-40 mg täglich, in der Folge in kleineren Dosen (ausschleichend).

Kinder Verhaltens- und Anpassungsstörungen.
Anfangs 5-10 mg, in schweren Fällen 20-30 mg und mehr täglich. Im höheren Lebensalter oder bei schlechtem Allgemeinzustand empfehlensich kleinere Dosen, z. B. 5-10 mg täglich.
Dragees und Kapseln (nicht öffnen!) unzerkaut mit Flüssigkeit einnehmen.

Nebenwirkungen und Begleiterscheinungen Gelegentlich können in den ersten Tagen der Behandlung mit höheren Dosen, vor allem bei älteren und körperlich geschwachten Patienten, Schläfrigkeit oder leichte Gangunsicherheit auftreten, die in der Regel auch ohne Reduzierung der Dosis nach einigen Tagen abklingen.

Unverträglichkeiten und Risiken Das Präparat soll wegen seiner muskelentspannenden Wirkung bei Myasthenia gravis nicht angewandt werden.
Höhere Dosen von Librium verstärken die Wirkung von Schmerz-, Schlaf- und Beruhigungsmitteln. Wie für alle psychotrop wirkenden Substanzen gilt auch für Librium, daß man unter dem Einfluß seiner Wirkung keinen Alkohol genießen sollte, da die individuelle Reaktion im einzelnen nicht voraussehbar ist.
Wie für alle Substanzen mit sedierendem Charakter, so gilt auch für Librium, daß die Dosis bei Patienten mit respiratorischer Insuffizienz den individuellen Erfordernissen und Gegebenheiten anzupassen ist.

Besondere Hinweise Je nach Dosis und individueller Empfindlichkeit kann das Reaktionsvermögen (Fahrtüchtigkeit, Verhalten im Straßenverkehr) beeinträchtigt werden.
Im übrigen wird an den ärztlichen Grundsatz erinnert, Medikamente in der Frühschwangerschaft nur bei zwingender Indikation zu verabreichen.

Darreichungsform und Packungsgrößen Librium 5 Dragees zu 5 mg 20, 50 und 250
Librium 10 Kapseln zu 10 mg 20, 50 und 100
Außerdem weitere Anstaltspackungen

Arzneimittel sorgfältig aufbewahren! Vor Kindern sichern!

Wichtige Information, aufmerksam lesen!

Binotal^(K) 1g

Tabletten

Zusammensetzung

1 Tablette enthält 1,155 g D-α-Amino-benzylpenicillin-Trihydrat, entspr. 1,0 g Ampicillin.

Eigenschaften

Binotal ist ein Breitpektrum-Penicillin mit Wirkung auf gramnegative und grampositive Keime. Der Wirkungstyp ist bakterizid.

Anwendungsgebiete

Generell alle für Binotal bekannten Indikationen, d. h. bakterielle Infektionen der verschiedensten Lokalisation, Intensität und Verlaufsform: akute und chronische bzw. chronisch-rezidivierend verlaufende Infektionen jeden Schweregrades. So z. B.:

Atmwegsinfektionen; Harnwegsinfektionen, einschließlich akute Infektionen des Hohlraumsystems der Harnwege, Gallwegsinfektionen; Infektionen des Magen-Darm-Traktes; Enteritis (Salmonellen, Shigellen, E. coli), Salmonella-Dauerausschläge; Infektionen in der Gynäkologie und Geburtshilfe; Gonorrhö, einschließlich postgonorrhöischer Urethritis; Sepsis, subakute septische Erkrankungen; Infektionen der Herz-Innenwand (Endokarditis); Infektionen der Hirnhäute (Meningitis); Infektionen im Kindesalter (Dosierung nach Lebensalter).

Binotal 1 g eignet sich vor allem für die höherdosierte orale antibiotische Behandlung bei Erwachsenen und Jugendlichen ab 14 Jahren, bzw. für die orale Weiterbehandlung nach einleitender Injektions- oder Infusionstherapie.

Dosierung

Wenn vom Arzt nicht anders verordnet, erhalten als durchschnittliche Tagesdosis:

Erwachsene und Jugendliche ab 14 Jahre: 3mal täglich 1 Tablette Binotal 1 g

Die angegebene durchschnittliche Tagesdosis kann – sofern vom Arzt vorgeschrieben – erhöht werden; z. B. auf 3mal täglich 2 Tabletten Binotal 1 g (und ggf. mehr) bei weniger empfindlichen Krankheitserregern zur Erreichung einer ebenfalls bakteriziden Wirkung.

Bei akuten Infektionen sollten Antibiotika 2–3 Tage über das Abklingen des Fiebers bzw. der Symptome hinaus weiter gegeben werden, bei chronischen Infektionen ggf. länger.

Kleinkinder und Säuglinge werden zweckmäßigerweise mit Binotal-Saft, Binotal-Tropfen oder Binotal pro Infantibus (Kapseln zu 0,25 g) behandelt. Kinder ab 6 Jahre mit Binotal-500-Tabletten, Binotal-500-K-Kapseln, Binotal-Saft oder Binotal pro Infantibus.

Anwendungswiese

Binotal kann unabhängig von den Mahlzeiten eingenommen werden. Die Tabletten sind unzerkaut oder halbiert mit Flüssigkeit hinunterzuspuhlen. Andernfalls Tablette zerreiben und reichlich Flüssigkeit nachtrinken. Die Einnahme auf leeren Magen steigert die Aufnahme und damit die Wirkung.

Nebenwirkungen, Begleiterscheinungen

Binotal kann, wie alle Penicillinderivate, zu Überempfindlichkeitsreaktionen führen. Sie zeigen einen zu meist leichten Verlauf, sprechen im allgemeinen auf Antihistaminika sowie auf Kortikosteroide an und gehen meist nach Absetzen des Antibiotikums spontan zurück.

Gelapenliche leichte Magen-Darm-Beschwerden (gastrointestinale Störungen) nach oraler Gabe sowie Hautreaktionen – wie sie bei Ampicillin auftreten können – können häufig unter Fortsetzung der Medikation, sonst nach Absetzen spontan ab.

Bei Penicillin- und/oder Cephalosporin-Überempfindlichkeit mögliche Kreuzallergie beachten.

Unverträglichkeiten und Risiken

Binotal darf nicht angewandt werden bei erwiesener Penicillin-Überempfindlichkeit.

Bei Patienten mit allergischer Diathese, z. B. Asthma bronchiale, Heuschnupfen, Urikaria, ist Vorsicht bei Injektionsbehandlung geboten, da bei ihnen eher mit Überempfindlichkeitsreaktionen zu rechnen ist. Zur Behandlung des sehr seltenen anaphylaktischen Penicillinschocks siehe Binotal-Arztprospekt.

Darreichungsform und Packungsgrößen

Schachteln mit 10 und 20 Tabletten zu 1 g Binotal

Antistockpackung

Weitere Darreichungsformen:

Binotal 500, 12 und 30 Tabletten zu 0,5 g

Binotal 500 K, 12 und 30 Kapseln zu 0,5 g

Binotal pro Infantibus, 18 Kapseln zu 0,25 g

Binotal-Tropfen, Flasche mit 3 g/30 ml

Binotal-Saft, Packungen mit 3 g/60 ml und 6 g/120 ml

Binotal pro Injektione zu 2,0 g, 1,0 g und 0,5 g

Binotal pro Infusione zu 5,0 g

Arzneimittel sorgfältig aufbewahren! Vor Kindern sichern!

LEBENS LAUF

NAME: Harald Seelbach

GEBURTSDATUM: 30. 3. 1950

GEBURTSORT: Dortmund

SCHULEN:

- 1956 Einschulung in die Paul - Gerhardt - Schule in Dortmund
- 1960 Wechsel zur Friedrich - List - Realschule in Dortmund
- 1966 Wechsel zum Städtischen Aufbaugymnasium in Dortmund
- 1969 Ablegung der Reifeprüfung

STUDIUM:

- WS 69/70 Studium der Psychologie an der RWTH Aachen
- SS '72 Vordiplomprüfung für Psychologen an der RWTH Aachen
- WS 73/74 Studium der Medizin an der RWTH Aachen
- WS 73/74 Hauptdiplomprüfung für Psychologen an der RWTH Aachen
- WS 80/81 Ablegung des dritten Abschnitts der Ärztlichen Prüfung
- JUNI 81 Erteilung der Approbation als Arzt

POST-GRADUIERTEN-TÄTIGKEITEN:

- MAI 74 Wissenschaftliche Hilfskraft am Institut für Psychologie der RWTH Aachen
- MÄRZ 75 Verwalter der Stelle eines wissenschaftlichen Assistenten am Institut für Psychologie der RWTH Aachen
- WS 77/78 Lehrauftrag für das Fach Medizinische Psychologie an der Ruhr - Universität bis SS 83 Bochum
- SS 78 & WS 78/79 Lehrauftrag für das Lehrgebiet "Klinische Psychologie" an der RWTH Aachen
- JULI 81 Wissenschaftlicher Angestellter an der Medizinischen Klinik C der Universität Düsseldorf

FOTODRUCK J. MAINZ GmbH
Neupforte 13, Nähe Markt, D-5100 Aachen
Telefon: (0241) 27305 und (0241) 38606